

**UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID**  
**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES**  
Departamento de Teoría Económica



TESIS DOCTORAL

# **Mercado de trabajo y estructura salarial : El caso español : 1963-1975**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR  
PRESENTADA POR

**José Luis Malo De Molina**

DIRECTORES:

**Juan Velarde Fuertes**  
**Julio Segura**

Madrid, 2015

TP  
1982  
199

José Luis Malo de Molina Martín-Montalvo



53-09861-891-5

MERCADO DE TRABAJO Y ESTRUCTURA SALARIAL:  
EL CASO ESPAÑOL 1963-1975

Departamento de Teoría Económica  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad Complutense de Madrid  
1983

**Colección Tesis Doctorales. Nº 179/83**

**© José Luis Malo de Molina Martín-Montalvo**  
**Edita e imprime la Editorial de la Universidad**  
**Complutense de Madrid. Servicio de Reprografía**  
**Noviciado, 3 Madrid-8**  
**Madrid, 1983**  
**Xerox 9200 XB 480**  
**Depósito Legal: M-24893-1983**

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES

MADRID 1981

MERCADO DE TRABAJO Y ESTRUCTURA SALARIAL: EL CASO ESPAÑOL 1963-1975

TESIS DOCTORAL PRESENTADA POR

JOSE LUIS MALO DE MOLINA

DIRIGIDA POR LOS CATEDRATICOS

JULIO SEGURA SANCHEZ

JUAN VELARDE FUERTES





Quiero expresar mi agradecimiento al Servicio de Estudios del Banco de España, que me ha brindado una amplia posibilidad de utilización de sus medios de cálculo electrónico sin los cuales esta investigación no habría sido posible.

Especialmente estoy en deuda con Ana Sanchez Trujillo, quien - ha dedicado gran cantidad de tiempo a la orientación del trabajo - econometrico, a las entradas y salidas del ordenador y al análisis de las mismas. Los resultados alcanzados se deben en buena medida a su colaboración, dedicación y paciencia.



# I N D I C E

## Pág.

CAPITULO I. LA INFLUENCIA DE LA ESTRUCTURA INSTITUCIONAL DEL MERCADO DE TRABAJO SOBRE LA DETERMINACION DE LOS SALARIOS: EL CASO ESPAÑOL 1963-1975 .....	1
1. INTRODUCCION .....	1
2. LAS INSTITUCIONES LABORALES EN LA DETERMINACION DE LOS SALARIOS: El debate entre los institucionalistas y los teóricos puros .....	5
3. LAS RESTRICCIONES INSTITUCIONALES DEL MERCADO DE - TRABAJO ESPAÑOL DURANTE EL PERIODO 1963-1975 .....	18
a) La desvirtuación de la Contratación Colectiva .	20
b) La inexistencia de sindicatos libres .....	23
c) La existencia de restricciones legales al despi do .....	24
d) La importancia de los componentes variables de la retribución salarial .....	26
4. LAS REPERCUSIONES DE LAS RESTRICCIONES INSTITUCIONALES SOBRE EL SISTEMA DE AJUSTE DEL MERCADO DE - TRABAJO ESPAÑOL .....	37
5. EL ESTUDIO DE LA INFLUENCIA DE LAS RESTRICCIONES - INSTITUCIONALES EN EL SISTEMA DE DETERMINACION DE LOS SALARIOS A PARTIR DEL COMPORTAMIENTO DE LA ES- TRUCTURA SALARIAL .....	49
CAPITULO II. LA ESTRUCTURA SALARIAL ESPAÑOLA POR RAMAS - DE ACTIVIDAD DURANTE EL PERIODO 1963-1975 .....	55
1. INTRODUCCION .....	55

2. LOS ENFOQUES TEORICOS ALTERNATIVOS SOBRE EL COM- PORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUS- TRIAL .....	57
2.1. Los factores explicativos del comportamien- to tendencial y ciclico de la estructura sa- larial interindustrial .....	59
2.2. La influencia de las instituciones en el - comportamiento de la estructura salarial - interindustrial .....	67
2.3. Los metodos empiricos para el analisis de - la estructura salarial interindustrial ....	79
3. ANALISIS DEL COMPORTAMIENTO CICLICO DE LA ESTRU- CTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL ESPAÑOLA .....	85
3.1. La utilización de la econometria en la mode- lización del comportamiento de la estructu- ra salarial interindustrial .....	85
3.2. La especificación del modelo econométrico .	91
3.3. Las fuentes estadísticas y la medida de los diferenciales salariales interindustriales .....	108
3.4. Resultados obtenidos en las estimaciones - econométricas .....	129
3.4.1. Ecuaciones estimadas con la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma lineal .....	130
3.4.2. Ecuaciones estimadas con la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática .....	147
3.5. Interpretación de los resultados obtenidos en las estimaciones econométricas .....	154
3.6. Modelización univariante de la dispersión -	

iii.

    salarial interindustrial ..... 162

4. ANALISIS DE LA DISPERSION SALARIAL INTERINDUS-  
TRIAL POR CATEGORIAS PROFESIONALES ..... 174

    4.1. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los ingenieros y licenciados ... 181

    4.2. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los oficiales administrativos .. 184

    4.3. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los subalternos ..... 187

    4.4. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los jefes de equipo y oficiales  
        de primera ..... 189

    4.5. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los oficiales de segunda y terce-  
        ra ..... 190

    4.6. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los peones especialistas ..... 196

    4.7. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los peones ..... 197

    4.8. Dispersión intersectorial de los salarios  
        medios de los pinches y aprendices ..... 200

    4.9. La relación entre la dispersión interseccio-  
        rial de los salarios y la cualificación de  
        la mano de obra ..... 202

CAPITULO III. LA ESTRUCTURA SALARIAL ESPAÑOLA POR CA-  
TEGORIAS PROFESIONALES DURANTE EL PERIODO 1963- —  
1975 ..... 209

    1. INTRODUCCION ..... 209

    2. LOS ENFOQUES TEORICOS ALTERNATIVOS SOBRE EL COM

iv.

PORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL POR CATEGORIAS PROFESIONALES .....	210
2.1. Los enfoques teóricos de la economía ortodoxa .....	211
2.2. Los enfoques de la teoría de la segmentación del mercado de trabajo .....	223
3. ANALISIS DE LA DISPERSION SALARIAL POR CATEGORIAS PROFESIONALES .....	234
3.1. La medida de las diferencias salariales por categorías profesionales .....	235
3.2. La especificación de un modelo econométrico para la dispersión salarial por categorías profesionales .....	252
3.3. Resultados obtenidos en las estimaciones econométricas .....	262
3.3.1. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Metal ..	264
3.3.1.1. Para la estructura salarial total .....	264
3.3.1.2. Modelización univariante de la dispersión de la estructura salarial total en la rama del Metal .....	283
3.3.1.3. Para la estructura salarial de los operarios .....	295
3.3.2. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de la Alimentación .....	299
3.3.2.1. Para la estructura salarial total .....	300

v.

3.3.2.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	315
3.3.3. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama del Caucho ...	326
3.3.3.1. Para la estructura salarial total .....	326
3.3.3.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	343
3.3.4. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama del Papel ....	352
3.3.4.1. Para la estructura salarial total .....	352
3.3.4.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	360
3.3.5. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama del Textil ...	368
3.3.5.1. Para la estructura salarial total .....	368
3.3.5.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	386
3.3.6. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama de la Madera .	389
3.3.6.1. Para la estructura salarial total .....	389
3.3.6.2. Para la estructura salarial de los operarios . .....	393
3.3.7. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama de Productos - Químicos .....	398
3.3.7.1. Para la estructura salarial total .....	398



3.3.7.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	407
3.3.8. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama del Petróleo .	408
3.3.8.1. Para la estructura salarial total .....	408
3.3.8.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	416
3.3.9. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama de la Construcción .....	421
3.3.9.1. Para la estructura salarial total .....	421
3.3.9.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	430
3.3.10. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama de la Electricidad .....	433
3.3.10.1. Para la estructura salarial - total .....	433
3.3.10.2. Para la estructura salarial - de los operarios .....	436
3.3.11. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama de Extracción del Carbón .....	445
3.3.11.1. Para la estructura salarial - total .....	445
3.3.11.2. Para la estructura salarial - de los operarios .....	449
3.3.12. La dispersión salarial por categorías - profesionales en la rama de Extracción	

vii.

de Minerales Metálicos .....	459
3.3.12.1. Para la estructura salarial total .....	459
3.3.12.2. Para la estructura salarial de los operarios .....	462
3.3.13. La dispersión salarial por categorías profesionales en las ramas de Impren- tas y Editoriales, Calzado y Extrac- ción de Minerales no Metálicos .....	468
3.3.13.1. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Imprentas y Edi- toriales .....	469
3.3.13.2. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Calzado .....	471
3.3.13.3. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Extracción de Mi- nerales no Metálicos .....	474
3.4. Interpretación de los resultados obtenidos en las estimaciones econométricas .....	478
APENDICE GRAFICO Y ESTADISTICO .....	496
CAPITULO IV. LA INFLUENCIA DE LOS CAMBIOS DE LA ESTRUCTU- RA SALARIAL ESPAÑOLA SOBRE EL COMPORTAMIENTO DE LOS - SALARIOS MEDIOS .....	
1. INTRODUCCION .....	554
2. LA REALIZACION DE EJERCICIOS DE SIMULACION PARA E- VALUAR LA INCIDENCIA DE LOS CAMBIOS DE LA ESTRUCTU- RA SALARIAL SOBRE LOS SALARIOS MEDIOS .....	556

viii.

3. LA INFLUENCIA DE LOS CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL POR CATEGORIAS PROFESIONALES SOBRE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL .....	565
4. LA INCIDENCIA DE LAS MODIFICACIONES DE LOS DISTINTOS COMPONENTES DE LA ESTRUCTURA SALARIAL SOBRE EL NIVEL GENERAL DE SALARIOS Y SOBRE LOS SALARIOS MEDIOS INDUSTRIALES .....	585
5. LA RELACION ENTRE EL EFECTO DE LOS CAMBIOS DE LA ESTRUCTURA SALARIAL SOBRE EL NIVEL DE LOS SALARIOS MEDIOS INDUSTRIALES Y EL PROCESO DE CALIFICACION .....	600
APENDICE AL CAPITULO IV. ESTRUCTURA SALARIAL Y MOVILIDAD DE LA MANO DE OBRA .....	613
V. CONCLUSIONES .....	624
BIBLIOGRAFIA CITADA .....	629

## CAPITULO I

### LA INFLUENCIA DE LA ESTRUCTURA INSTITUCIONAL DEL MERCADO DE TRABAJO SOBRE LA DETERMINACION DE LOS SALARIOS: EL CASO ESPAÑOL 1963-1975

#### 1. INTRODUCCION

Los estudios sobre el mercado de trabajo español en el periodo comprendido entre el Plan de Estabilizacion y el inicio del proceso de la Reforma Política han puesto de manifiesto la existencia de fuertes rasgos diferenciadores entre el funcionamiento del mercado de trabajo español durante ese periodo y la evidencia empirica disponible sobre los mercados de trabajo de los países occidentales. Reiteradas afirmaciones de este tipo se contienen tanto en los principales trabajos realizados sobre la estructura salarial española como en las diversas estimaciones de modelos econométricos sobre el comportamiento agregado de los salarios.

Estos rasgos diferenciales han sido imputados generalmente a la configuración institucional específica del mercado de trabajo español, a la que se le ha atribuido una función distorsionadora del libre funcionamiento de las fuerzas del mercado. Sin embargo, estas aseveraciones se han realizado con un contenido analítico poco preciso, dando pie a interpretaciones contradictorias. Pudiera pensarse que las restricciones institucionales atípicas del mercado de trabajo español han sido utilizadas con frecuencia como la variable

"ad hoc" apropiada para justificar el incumplimiento en el caso español de algunas de las hipótesis más generalmente aceptadas de la economía laboral, sin que se haya realizado un esfuerzo de integración de los factores institucionales realmente existentes en la explicación del funcionamiento del mercado de trabajo durante ese periodo de la economía española. Ha existido un fuerte divorcio entre el análisis de las peculiaridades institucionales, que se ha mantenido en un terreno jurídico, y el análisis económico del mercado de trabajo.

La importancia del esclarecimiento de la influencia de las restricciones institucionales en el funcionamiento del mercado de trabajo español durante ese periodo rebasa su posible interés histórico y teórico, pues la herencia dejada por el anterior sistema de relaciones laborales ha actuado con fuerza tanto sobre los cambios - que se producen durante el proceso de transición política como resultado de la necesaria adaptación institucional del mercado de trabajo como sobre la actual crisis de la economía española.

Sin embargo, la integración de los factores institucionales - específicos en la interpretación del funcionamiento del mercado de trabajo español durante el periodo de 1963-1975 se enfrenta a grandes dificultades. En primer lugar, la influencia ejercida por las - instituciones en la determinación de los salarios es un tema especialmente controvertido en la teoría económica, y en la economía laboral, y en torno a él se han consolidado enfoques teóricos alternativos con profundas diferencias metodológicas. De ahí que la primera gran dificultad para interpretar el mercado de trabajo español - durante ese periodo a la luz de la teoría económica disponible sea la propia debilidad analítica de este campo del pensamiento económico y la extraordinaria heterogeneidad y fragmentación existente entre los diversos enfoques teóricos. Hace ya tres décadas SAMUELSON

se refirió al retraso y a la debilidad de la teoría de los salarios en los siguientes términos: "Temo que cuando un economista teórico vuelve al problema general de la determinación de los salarios y a la economía laboral, su voz comienza a enmudecer y su discurso se vuelve a media voz. Si es honesto consigo mismo, debe confesar una tremenda dosis de incertidumbre y de duda que afecta incluso a las partes más básicas y elementales de la materia" (1). En la actualidad tampoco puede afirmarse que exista una teoría de la determinación de los salarios que haya alcanzado una aceptación general.

En segundo lugar, la dificultad de interpretar el mercado de trabajo español durante ese periodo se ve considerablemente aumentada por la propia atipicidad de sus mecanismos institucionales. Los supuestos de comportamiento colectivo o institucional introducidos habitualmente en la economía laboral son claramente distintos a los que se registran en el mercado de trabajo español. La economía laboral, que ha tenido una inspiración fundamentalmente anglosajona, se ha preocupado por determinar las desviaciones o perturbaciones procedentes de las "conductas organizativas" en un marco de libertad de actuación de los agentes del mercado, no prestándose atención a las posibles perturbaciones y desviaciones procedentes de un fuerte intervencionismo de la Administración. Ante ello surge el interrogante de si la teoría económica existente es capaz de integrar unos supuestos institucionales tan duros como los que se derivan del contexto español. Pero aunque existen materias y situaciones para las que la teoría económica no suministra predicciones, los economistas están obligados a hacer algún tipo de tratamiento de ellas.

---

(1) Cfr. P.A. SAMUELSON: "Economic Theory and Wages" en D. McCORD - WRIGHT (ed) "The Impact of the Union" Harcourt, Nueva York, -- 1951, pag. 312.

El objetivo de esta investigación es abordar esta cuestión con una perspectiva limitada, y a través exclusivamente del análisis - del comportamiento de la estructura salarial española. En este capítulo introductorio se pretende delimitar con precisión los objetivos concretos del trabajo. Para ello es necesario abordar una revisión crítica de la literatura existente sobre la determinación de salarios y en especial situar el núcleo del debate entre las corrientes institucionalistas y las orientaciones ortodoxas, que se encuentra latente en todas las posiciones sobre el papel relativo - desempeñado por las instituciones y por las fuerzas del mercado en la fijación de los salarios. También es necesario establecer un marco general, para el conjunto de referencias teóricas que se realizan en el trabajo, y que proceden de orientaciones muy diversas en el terreno de la economía laboral. En el segundo apartado de este capítulo se realiza esta tarea.

En segundo lugar, se necesita partir de una adecuada definición del marco institucional del mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975, superando el carácter descriptivo y jurídico con el que hasta ahora se han venido realizando estos análisis en España. El objetivo en este caso es sintetizar y tipificar las restricciones institucionales fundamentales desde el punto de vista - del funcionamiento del mercado de trabajo español, para abstraer en algún tipo de supuestos la acción específica de las instituciones en el mercado. Ello exige interpretar la función económica desempeñada por las instituciones laborales básicas, confrontando sus características con los análisis realizados por la economía laboral. Una vez tipificadas las restricciones institucionales se requiere - establecer cuáles son las repercusiones de dichas restricciones institucionales sobre el funcionamiento del mercado, tanto en lo referente a las repercusiones sobre el comportamiento de los agentes -

del mercado como en lo relativo a las repercusiones sobre la estructura y sistema de ajuste prevalecientes en el mismo.

En este punto se desarrollan las hipótesis que ocupan un lugar central en todo este trabajo, pues se pretende establecer la influencia del conjunto de restricciones y distorsiones institucionales en términos del predominio de un sistema de ajuste específico del mercado de trabajo español durante el periodo considerado. Sin embargo, es necesario advertir que con ello no se trata de realizar un esfuerzo orientado a la modelización del sistema de ajuste de un mercado de trabajo que funcione bajo unos supuestos institucionales extraídos de la realidad del mercado de trabajo español, sino simplemente se trata de interpretar en términos del sistema de ajuste del mercado de trabajo las restricciones institucionales existentes. Este es el contenido de los apartados tercero y cuarto de este capítulo.

Por último, es necesario acotar el terreno específico en el que se pretenden contrastar las hipótesis formuladas sobre la influencia de las instituciones laborales sobre el sistema de ajuste del mercado de trabajo. Para ello se procederá a una revisión sintética de las posibles vías de trabajo empírico para determinar la incidencia de las restricciones institucionales sobre el sistema salarial, y se justificará la elección del estudio empírico de la estructura salarial como un procedimiento que puede proporcionar evidencia adecuada sobre las hipótesis formuladas.

## 2. LAS INSTITUCIONES LABORALES EN LA DETERMINACION DE LOS SALARIOS:

### EL DEBATE ENTRE LOS INSTITUCIONALISTAS Y LOS TEORICOS PUROS

Como se ha dicho anteriormente, la incidencia de las institucio



nes del mercado de trabajo en la determinación de los salarios ha sido motivo de una profunda ruptura metodológica en el campo de la economía laboral, dando lugar al agrupamiento de los diversos enfoques alternativos en dos corrientes o tendencias bien definidas: la corriente ortodoxa o también denominada como la de los "teóricos puros", y la corriente institucionalista, diferenciadas según la importancia atribuida en el análisis del mercado de trabajo a los factores institucionales o a las fuerzas convencionales del mercado.

El origen de la corriente institucionalista se encuentra en la crítica al realismo de los supuestos empleados por la economía ortodoxa en la formalización de la determinación de los salarios y en el intento de incorporar el análisis del mercado de trabajo los elementos de la realidad sociológica, institucional y política que configuran la relación capital-trabajo. C. KERR, uno de los más significativos institucionalistas americanos, establece las siguientes razones: "El análisis económico tradicional no ha sido adecuado en el área de la economía laboral por tres razones: Para empezar se ha prestado poca atención a los supuestos, y los supuestos pueden ser tan importantes como la lógica interna. También se ha prescindido demasiado rápidamente de las imperfecciones y a menudo son las imperfecciones lo que constituye el caso general y no la excepción. Y tercero, el análisis del sindicato ha sido inadecuado" (2). Sin embargo, lo que para los "teóricos puros" constituyen imperfecciones del mercado, para los institucionalistas representan una invalidación del análisis económico aplicado al mercado de trabajo. Como dice J. CORINA: "El problema fundamental con el que se enfrentan las

---

(2) C. KERR: "Economic Analysis and the Study of Industrial Relations" en C.R. McCONNELL: "Perspectives on Wage Determination" - Mc Graw Hill, New York. 1970. Pag. 82.

teorías del mercado de trabajo no es el de su falta de generalidad o la debilidad de sus premisas, sino que procede del análisis económico en sí mismo, es decir el problema fundamental de la racionalidad axiomática en la elección, de una teoría de optimización o de cercanía al óptimo. Las objeciones estándar de SIMON a la teoría ortodoxa de la decisión y a los supuestos "as if" de comportamiento no están tanto dirigidas hacia la consistencia teórica de las condiciones del orden de preferencia cuanto a la idea subyacente de racionalidad ilimitada. Es esta la idea que ha dificultado a la economía laboral el liberarse de los supuestos de conducta racional y consistente, perpetuándose así una tendencia a volver hacia los procesos de decisión de las unidades como si fueran individuos autónomos, olvidándose por lo tanto la abundante observación disponible sobre la influencia de la afiliación social y los más recientes refinamientos en la teoría de los grupos y sus aplicaciones. Una vez que el modelo construido comienza a funcionar para el mercado de trabajo a partir de la forma clásica de la elección que tiene que realizar un agente individual para asignar sus recursos escasos entre usos alternativos, resulta conveniente olvidar las interrelaciones entre los agentes individuales y la conducta de las colectividades" (3). Esta larga cita de CORINA pone de manifiesto como el debate entre institucionalistas y teóricos puros tiene como elementos polares, no sólo las fuerzas del mercado frente a las instituciones y los factores económicos frente a los factores sociales, sino sobre todo los microfundamentos individuales frente a los microfundamentos colectivos y la racionalidad estrictamente económica frente a una racionalidad más global capaz de incluir otros elemen-

---

(3) J. CORINA: "Labor Market Economics. A Short Survey of Recent Theory" Heinemann Educational Books, Londres 1972. Págs. 11-13.

tos. En definitiva la corriente institucionalista cuestiona la posibilidad de separar, en el análisis del mercado de trabajo, los distintos aspectos de la conducta social y el lugar que el análisis económico ocupa en su estudio. De aquí la profundidad de la ruptura metodológica y el grado de confrontación entre las diversas posiciones que manifiestan la existencia de un trasfondo ideológico en la polémica instituciones frente a fuerzas del mercado, que se refiere a la eficiencia del mercado y al carácter social de su funcionamiento.

Los escritos de los institucionalistas han puesto de manifiesto que la no incorporación de las instituciones en el análisis del mercado de trabajo es significativa en sí misma, y que no "existe una línea divisoria lógica entre las operaciones de mercado y otras formas de conducta racional" (4). Su contribución ha sido la de añadir nuevas dimensiones de carácter social al análisis del mercado de trabajo, intentando combinar la conducta económica y la no estrictamente económica. Como afirma McCONNELL: "Los institucionalistas han contribuido indirectamente -y posiblemente de forma inconsciente- al progreso de la teoría salarial al menos de dos formas específicas. Primeramente el enfoque institucionalista ha operado como una revisión implícita sobre la "superabstracción" en el análisis del mercado de trabajo. Ha tendido a subrayar una correspondencia más próxima de la teoría con la realidad. Segundo, la crítica institucionalista a la teoría ortodoxa del mercado de trabajo enfatiza la necesidad de hacer explícitos y situar en clara perspectiva los supuestos económicos e institucionales" (5). Sin embargo, la

---

(4) J.CORINA: "Labour Market" op. cit. pag.14.

(5) C.R.McCONNELL: "Institutional Economics and Trade Union Behaviour" en C.R.McCONNELL: "Perspectives on Wage Determination" op. cit. Pags. 96-97.

profundidad de las pretensiones de los institucionalistas, sobre todo en sus escritos de carácter metodológico, no se ven correspondidas por el desarrollo de un instrumental analítico con el suficiente poder como para reemplazar los instrumentos de la economía ortodoxa. Ni sus trabajos empíricos han proporcionado una evidencia empírica concluyente a favor de sus hipótesis. La ausencia de un aparato matemático y formal que recoja las características sociales reivindicadas en el análisis de los institucionalistas, o la simple asimilación de los fenómenos sociológicos e institucionales a variables económicas adicionales, ha impedido el desarrollo de las consecuencias económicas de la introducción de determinados supuestos institucionales, dejando indeterminadas muchas de las propuestas teóricas de signo institucionalista.

Desde el punto de vista del análisis del mercado de trabajo — español durante el periodo aquí considerado hay que tener en cuenta que los supuestos institucionales se encuentran igualmente distantes de la realidad institucional española. En efecto, la óptica dominante en la literatura institucionalista es la de incorporar al análisis la existencia de necesidades participadas y de intereses comunes, que se expresan en un marco de libertad de organización de los agentes del mercado, produciendo prácticas o acuerdos de carácter institucional que limitan o reprimen las fuerzas de la competencia. La corriente institucionalista no ha profundizado en la existencia de dos clases de procesos de institucionalización, uno en el que la conducta del mercado es controlada por las partes implicadas en la relación de trabajo, y otro cuando es controlado por algún agente externo a la relación laboral como puede ser la Administración. Solo en W.VAN VOORDEN se encuentra con claridad dicha diferenciación: "Se pueden distinguir dos procesos de institucionalización consciente o dirigida:

En el proceso de institucionalización interna, las partes implicadas en el mercado intentan cambiar la estructura del mismo por el compromiso de las partes en algún modelo de conducta a causa de la insatisfacción con los resultados originales del mercado. En el proceso de institucionalización externa se introducen en el mercado controles sobre la conducta por instituciones ajenas a las partes con responsabilidad general orientadas a metas de bienestar" (6). Sin embargo las pautas de comportamiento de los agentes externos en la institucionalización externa, analizadas por Van VOORDEN, responden a un intervencionismo de la administración de carácter indirecto basado en el reconocimiento de la autonomía de las partes y en la libre negociación entre ellas, por lo que tampoco se pueden encontrar referencias útiles para el caso español. Por todo ello no es exagerado afirmar que la búsqueda de referencias teóricas más próximas a los supuestos institucionales del mercado de trabajo español en la literatura institucionalista produce en ocasiones el mismo grado de frustración que la abstracción y falta de realismo de los supuestos de la economía ortodoxa.

La teoría de la segmentación del mercado de trabajo constituye, sin duda alguna, la parte del cuerpo teórico institucionalista que mayor aceptación ha alcanzado y que mejor ha resistido las caústicas críticas de los enfoques ortodoxos. La segmentación del mercado aparece como un modelo institucionalizado de conducta que puede ser consecuencia indeseada de las políticas laborales, pero que también puede ser el resultado de un proceso deseado, de una política consciente y estratégica de alguno de los agentes del mercado, especialmente, según los radicales americanos, de los empresarios (7). Según la teo

(6) Cfr. W.van VOORDEN: "Institutionalisation and the Labour Market" Alphen. Samson 1975, pag. 223.

(7) Véase R.LOVERIDGE y A.L.MOK: "Theories of Labour Market Segmentation" Martinus Nijhoff Social Sciences Division. Londres 1979. - Pag. 146.

ria de la segmentación, el conjunto de normas e interferencias institucionales cristaliza en una reducción de la movilidad de la mano de obra, aislando a un amplio conjunto de puestos de trabajo de la competencia externa. De esta forma la segmentación del mercado constituye un debilitamiento, y en el extremo una anulación de los mecanismos del mercado pues "la movilidad potencial de los trabajadores es el principal eslabón que interrelaciona los salarios" (8). Probablemente la teoría de la segmentación del mercado de trabajo es también el enfoque institucionalista que mayores posibilidades ofrece para la interpretación de la realidad institucional del mercado de trabajo español.

La respuesta de los economistas ortodoxos a las aportaciones y críticas de los institucionalistas se ha producido en un doble plano: En primer lugar la respuesta ha consistido en la reafirmación de los fundamentos microeconómicos de carácter individual como base metodológica del análisis del mercado de trabajo. Así los procesos institucionales son vistos bien como resultado de la acción de las fuerzas del mercado, sirviendo no a su destrucción sino a su propio perfeccionamiento, o bien como simples imperfecciones que ocupan un lugar secundario en el análisis. La primera actitud se manifiesta, por ejemplo, en el tratamiento de la negociación colectiva que a menudo es tratada como una respuesta a las deficiencias de la información en el mercado de trabajo. En un contexto de negociación en el que se pueden realizar comparaciones entre los trabajadores y entre los empresarios, la información fluye más libremente. La segunda actitud se ha reflejado, por ejemplo, en el análisis ortodoxo de la influencia de los sindicatos en la determinación de los salarios, y en

---

(8) Cfr. S.A.LEVITAN, G.L.MANGUN y R.MARSHALL: "Human Resources and Labour Markets. Labour and Manpower in the American Economy" - Harper and Row. Nueva York 1972. Pag.271.

la dificultad para integrar la función económica del sindicato en el comportamiento de la oferta de trabajo.

Pero junto a la reafirmación de las bases metodológicas del análisis tradicional, los economistas ortodoxos han reaccionado en una línea de progresiva revisión de los supuestos, tratando de integrar en el análisis algunas de las imperfecciones que se manifiestan con carácter generalizado en los mercados de trabajo. La introducción del supuesto de información escasa y costosa ha dado lugar a los modelos de búsqueda de empleo, y a la llamada nueva microeconomía de la inflación (9), que ha conseguido realizar aportaciones decisivas a la explicación del fenómeno del desempleo, de la rigidez de los salarios y del carácter monopsonístico del mercado de trabajo (10). La incorporación de los factores de riesgo en la relación laboral, y especialmente la desigualdad de las actitudes frente al riesgo de empresarios y trabajadores ha dado lugar a la teoría contractual que aporta nuevos elementos para el análisis de la estabilidad en el empleo, las barreras a la movilidad, los despidos y la rigidez de los salarios (11). Ambos aspectos, los costes de información y los factores de riesgo, han conducido a modelos de mercado de

---

(9) Vease E.S.PHELPS (ed): "Microeconomic Foundation of Employment and Inflation Theory". W.W.Norton. Nueva York 1970 y J. SEGURA (ed): "Inflación, paro y mercado de trabajo". Ediciones de la Revista de Trabajo. Madrid, 1974.

(10) Vease S.A.LIPPMAN y J.J. McCALL: "The Economics of Job Search: A Survey" Economic Inquiry nº 14. 1976, pags. 155-189.

(11) Vease M.NEIL BAILY: "Wages and Employment under Uncertain Demand" Review of Economic Studies. Vol.41,1974. Pags.37-50; y - M.NEIL BAILY: "Contract Theory and the Moderation of Inflation by Recession and by Controls" Brookings Papers on Economic Activity 3. 1976. Pags. 585-633.

trabajo capaz de encontrar un nivel salarial que pueda asegurar la realización de los planes de todos los eferentes y demandantes. De esta forma se pueden analizar los principales efectos del desequili- brio, es decir, las reglas de transacción impuestas a los partici-- pantes, la toma de decisiones de los individuos respecto a precios y cantidades y sobre todo los efectos distribución y los efectos - "spillover" que se producen como consecuencia de las divergencias - entre la conducta deseada por los agentes y su conducta realizada - (12). Estos modelos permiten centrar la atención sobre el lento pro-- ceso de ajuste del mercado de trabajo, que ha sido subrayado tanto por los neoclásicos como por los keynesianos. Durante el ajuste, - que es la situación normal del mercado de trabajo, las empresas son competidores imperfectos y tienen un cierto poder monopsonístico - aunque el mercado sea atomístico. Alternativamente a los modelos - de desequilibrio y de procesos de ajuste, MALINVAUD ha propuesto -- recientemente un modelo de equilibrio con racionamiento, en el que se establece que la preponderancia de los ajustes vía cantidades - sobre los ajustes vía precios a corto plazo "es un importante - - hecho institucional que debe ser tenido en consideración desde -- el principio cuando se construye una teoría del equilibrio a corto

---

(12) Véase C.A. PISSARIDES: "Labor Market Adjustement" Cambridge - University Press. Cambridge, 1976. Esta idea es desarrollada por PISSARIDES en los siguientes términos: "El efecto de la di-- vergencia entre la cantidad real y la cantidad deseada de al-- gún bien para un individuo, sobre su conducta futura, es lo - que pueden ser llamados efectos distribución y efectos "spill-- over" (...). Los efectos distribución proceden de la reasigna-- ción de riqueza que se produce como consecuencia de los falsos intercambios (...). Si la transacción realizada por un sujeto en un mercado no coincide con la transacción planeada, su equi-- librio en los otros mercados se verá distorsionado y así reeon-- siderará su acción planeada en todos los mercados. En la termi-- nología de PATINKIN la divergencia entre la transacción reali-- zada y la deseada rebotará (spills over) a los demás mercados" Idem, pag. 8.



plazo (...). En esa situación existen razones que hacen que la primera reacción a cambios en el contexto sea más a menudo una revisión de las cantidades que una revisión de los precios" (13).

Por último, sin ánimo de exhaustividad, es necesario citar la teoría del capital humano como el esfuerzo más consistente para integrar en el análisis ortodoxo del mercado de trabajo el carácter heterogéneo de la fuerza de trabajo, tratando de producir una teoría de la estructura salarial con el instrumental analítico tradicional.

El esfuerzo de la corriente ortodoxa por responder a las críticas sobre el carácter abstracto de sus modelos y sobre el poco realismo de sus supuestos, ha producido notables resultados en la mayor capacidad explicativa de la teoría económica convencional sobre el mercado de trabajo. Sin embargo debe notarse que la mayor elaboración sobre los supuestos o el mismo cambio en el concepto de equilibrio del mercado no supone modificación alguna en las premisas de un análisis basado en las conductas optimizadoras individuales, y donde por lo tanto las instituciones permanecen como algo exterior a los mecanismos del mercado y ajenas a su sistema de ajuste. Se podría decir que la reconsideración del marco analítico del mercado de trabajo ha sido parcial, integrando solo algunas de las restricciones observadas en la realidad. Por ejemplo la forma en que la nueva microeconomía de la inflación y los modelos de búsqueda de empleo integran la existencia de costes de información no puede considerarse como una respuesta suficientemente general al problema del sistema del sistema de ajuste en ausencia del subastador walrasiano y a la existencia de intercambios a precios de desequilibrio. La actividad de búsqueda recoge únicamente una forma particular de proceso de infor-

---

(13) Cfr. E.MALINVAUD: "The Theory of Unemployment Reconsidered" - Basil Blackwell Oxford 1977, Pag. 11.

mación costosa por los agentes del mercado, según el cual empresas y trabajadores, mediante un muestreo directo e individualizado de las solicitudes de empleo y de las vacantes, producen información sobre el mercado. En la realidad de un mercado de trabajo fuertemente institucionalizado existen multitud de mecanismos que actúan como señales informativas y que no proceden ni del subastador ni de un muestreo aleatorio. Es decir, existen formas de actividad institucional que producen información para ambas partes del mercado, y que pueden tener una incidencia sobre el comportamiento de los agentes muy superior a los procesos informativos supuestos en los modelos de búsqueda de empleo. Algunos autores han hablado de una actividad "monitoring" como actividad informativa complementaria a la búsqueda (14), que trata de recoger la incidencia informativa de ciertos procesos institucionales. Sin embargo, estas elaboraciones, que se han realizado fundamentalmente por la necesidad de justificar la importancia de los efectos "spillover" en la determinación de los salarios, no han alcanzado el nivel de formalización de los modelos de búsqueda. De forma similar las diversas formas de sistema de ajuste del mercado contempladas por la teoría ortodoxa se basan exclusivamente en el binomio abandono-despido como respuestas individualizadas de la oferta o de la demanda a los salarios de desequilibrio. Sin embargo, la realidad institucional de los mercados de trabajo configura unos sistemas de ajuste basados en buena medida en el binomio negociación-conflicto. Y en este sentido la reconsideración de los modelos neoclásicos es también limitada y parcial. Y por lo tanto el papel de las instituciones permanece como una cuestión abierta para el avance de la teoría.

---

(14) Véase J.T. ADDISON y W.S. SIEDERT: "The Market for Labor: An Analytical Treatment". Goodyear. Santa Mónica, 1979. Págs. 475-488.

El debate entre los institucionalistas y teóricos puros se mantiene porque las respuestas de unos y otros siguen siendo parciales, porque existe un alto grado de insatisfacción en el desarrollo del análisis teórico del mercado de trabajo. Las siguientes frases de CORINA sintetizan bastante bien esta situación: "Las proposiciones de la economía laboral neoclásica se mantiene bajo condiciones mucho menos restrictivas de lo que se ha considerado normalmente por sus primeros defensores y "a fortiori" por sus críticos posteriores. Inversamente, las propuestas incorporadas en los estudios institucionales de los mercados de trabajo son mucho menos generales de lo que algunas modernas exposiciones podrían sugerir. Pero esto no debe disminuir la significación de las formas y las conductas de las instituciones en la exposición de una teoría del mercado de trabajo (...). A nivel mínimo, los análisis institucionales aparecen como capaces de modificar la estructura de los modelos de la economía laboral, de determinar sus lagunas y de suministrar un marco a los problemas hacia los que los modelos económicos se orientan. A nivel máximo, el análisis institucional comporta una promesa de integrar las características sociológicas con las relaciones económicas en una estructura teórica más amplia" (15).

En esta situación del desarrollo del pensamiento económico sobre el mercado de trabajo es frecuente la presentación del problema de la determinación de los salarios como una alternativa entre dos casos extremos según un modelo económico o un modelo de poder. Sin embargo, como señala KEPP, "la acostumbrada dicotomía entre fuerzas de poder y de mercado carece de precisión. Las fuerzas de poder funcionan directamente a través del mercado y de los precios, y las fuerzas del mercado contienen elementos de poder en la medida

---

(15) J. CORINA: "Labor Market Economics" Op.cit. pags. 4-62.

que personas o grupos influyen directamente sobre la oferta y la demanda" (16).

La elección entre la hipótesis ortodoxa y la hipótesis institucionalista aparece indeterminada y probablemente sin cerrar a nivel empírico. El análisis institucional realizado hasta el momento no es un sustituto, ni un directo competidor del análisis económico del mercado de trabajo, pero la debilidad de éste reside en la dificultad para integrar el papel de las instituciones y las conductas colectivas.

Los trabajos de economía laboral aplicada se encuentran fuertemente condicionados por la fragmentación del cuerpo teórico sobre el mercado de trabajo. Y la referencia a las diversas escuelas de pensamiento, especialmente hacia las corrientes ortodoxa e institucionalista parece, en la mayoría de los casos, más fructífera que una opción metodológica definida apriorísticamente. Sobre todo cuando, como es el caso de este trabajo, la función económica desempeñada por las instituciones laborales forma parte del objeto de estudio. Una de las finalidades de esta investigación es confrontar algunos aspectos de la evidencia empírica procedente del mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975, con las predicciones derivadas de los enfoques teóricos alternativos de la economía laboral y con la evidencia empírica que las respectivas hipótesis han obtenido en otros mercados de trabajo con características institucionales bien diferentes a las españolas. Hay que señalar que en el debate entre institucionalistas y teóricos puros se ha tratado de medir el poder explicativo de las diversas hipótesis formuladas en el contexto de

---

(16) C. KERR: "Wage Relationships. The Comparative Impact of Market and Power Forces" en C.KERR: "Labor Markets and Wage Determination" University of California Press. Berkeley, 1977. Pags. 156.

mercados de trabajo caracterizados por una sustancial homogeneidad de sus marcos institucionales. Al enfrentar dichas hipótesis a unas restricciones institucionales más drásticas, como las existentes en el mercado de trabajo español durante el periodo considerado, se pueden aportar nuevos elementos al debate teórico. De todas formas, conviene advertir que el objetivo de esta investigación no es convertir el mercado de trabajo español en un banco de pruebas para discriminar entre las hipótesis alternativas de las diversas corrientes existentes en la economía laboral. Por el contrario, se ha tratado de delimitar el objeto concreto de estudio en aquellas cuestiones en que las predicciones son convergentes, aún a partir de hipótesis distintas, pues de esta forma es más fácil llegar a establecer en qué medida el marco institucional ha introducido elementos diferenciales en el comportamiento del mercado.

### 3. LAS RESTRICCIONES INSTITUCIONALES DEL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL DURANTE EL PERIODO 1963-1975

La configuración del marco institucional del mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975 responde a los cambios y transformaciones que se inician con la aparición de la ley de Convenios Colectivos sindicales de 24 de Abril de 1958. La introducción de nuevos instrumentos y mecanismos en el sistema de relaciones laborales obedecía a la necesidad de adaptar el marco institucional del mercado de trabajo a la nueva fase que se inicia en la economía española con el Plan de Estabilización de 1959. La remodelación que gradualmente se produce de algunas de las instituciones fundamentales del mercado de trabajo venia exigida igualmente por la inviabilidad y resquebrajamiento del sistema anterior, ante las primeras

apariciones de una conflictividad laboral que se manifestaba en un cierto grado de generalización a pesar de su carácter espontáneo y poco estructurado.

Con esos cambios se introducen en España algunos de los instrumentos básicos de la ordenación de las relaciones laborales en los países occidentales. Ahora bien, esta introducción se produce sin cambio alguno en el sistema ideológico-político, dando lugar "por una parte a una "forzada" y peculiar adaptación de esos nuevos instrumentos o mecanismos (...) y generando por otra parte continuas contradicciones entre el marco de relaciones laborales y el sistema político" (17).

La adaptación forzada de las nuevas formas institucionales significó la desvirtuación o desnaturalización de la mayoría de los nuevos instrumentos instaurados, de forma que aunque formalmente mostrasen una fuerte similitud con las legislaciones europeas occidentales, sin embargo su significado, su funcionalidad y su utilización práctica eran muy diferentes, pues las reglas del juego y el contexto ideológico-político eran claramente dispares (18).

No es el objetivo de este apartado proceder a una descripción de los nuevos instrumentos instaurados y de su evolución en el tiempo (19). Unicamente es necesario, partiendo de otros estudios sobre el marco institucional, sintetizar y tipificar sus principales ras-

---

(17) Cfr. A. SERRANO y J.L.MALO DE MOLINA: "Salarios y Mercado de Trabajo en España" Ed. Blume, Madrid 1979. Pag.47.

(18) Vease J. ESTIVILL, N. GARCIA NIETO y otros: "La participación de los trabajadores en la gestión de la Empresa" Nova Terra, Barcelona, 1971. Pag.165.

(19) Se puede encontrar una adecuada descripción de los mecanismos

gos. Aunque durante el periodo considerado existen frecuentes modificaciones legales, la permanencia de los principales rasgos diferenciales permite tratar todo el periodo como fundamentalmente homogéneo, desde el punto de vista de las repercusiones del marco institucional sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Desde esta perspectiva, las características diferenciales de la configuración del mercado de trabajo español durante el periodo se pueden sintetizar en los cuatro puntos siguientes:

a) La desvirtuación de la contratación colectiva

Como ha afirmado el profesor JANE SOLA, en el sistema de relaciones industriales de España no se podría hablar con propiedad de la existencia de un sistema de contratación colectiva ya que lo que existía -debido a los condicionamientos políticos e institucionales- era "una cierta relación colectiva -que, aunque dé lugar a un aparente pacto o convenio, no tiene nada que ver con aquella" (20). A. SERRANO e I. CRUZ han analizado esta desvirtuación en términos del conjunto de condicio-

.../...

más importantes del sistema de relaciones laborales de aquella época en los capítulos de economía laboral de los diferentes Anuarios de la economía española. Véase J. MUÑOZ, S. ROLDAN y J.L. GARCIA DELGADO: "La economía española en 1972. Anuario del año económico" Ed. Edicusa. Madrid 1973; J. MUÑOZ, S. ROLDAN, J.L. GARCIA DELGADO y A. SERRANO: "La economía española en 1973. Anuario del año económico" Ed. Edicusa. Madrid 1974; A. SERRANO: "Notas para una interpretación del sistema de relaciones laborales en España, y de sus principales cambios a partir de los años 60" Fomento Social nº 118, 1975; Y L.E. DE LA VILLA y C. PALOMEQUE: "Introducción a la economía del trabajo". Madrid, 1977.

(20) Cfr. J. JANE SOLA: "El problema de los salarios en España" Ed. - Oikos-Tau. Barcelona 1971. Pag. 16.

namientos internos y externos al sistema de contratación colectiva instaurado en 1958 (21), que respondían a las exigencias de coherencia con la permanencia del marco político e institucional. Del conjunto de condicionamientos internos — del propio sistema de negociación colectiva instaurado, en — una apretada síntesis, se deben señalar los siguientes: 1) — La ausencia de un reconocimiento de la libertad y la autonomía de las partes participantes en los procesos de negociación. La negociación colectiva se encuadra en el interior de la Organización Sindical Española, y por lo tanto se ve afectada por la estructura vertical de la misma, por la falta de representatividad de los negociadores y en definitiva por el carácter de instrumento de control de las relaciones industriales al servicio del Estado de dicha institución. 2) La — inexistencia de medios reales de presión de las partes en — las negociaciones de los convenios. Especialmente el no reconocimiento del derecho de huelga de los trabajadores como — medio legítimo de presión en el marco de las negociaciones colectivas limitaba las posibilidades reales de toda negociación, e incluso ponía en entredicho la posibilidad de alcanzar un acuerdo entre las partes. 3) La intervención continua y el control directo ejercido por el Estado a lo largo de todo el proceso negociador, que se manifestaba en la iniciativa de negociación en todos los pasos del mismo proceso y en la — aprobación y homologación de los convenios. Destaca, por su —

---

(21) Véase A. SERRANO e I. CRUZ: "Aproximación a la negociación colectiva como sistema de regulación de las condiciones de trabajo. Condicionamientos históricos, contenido, evolución y problemática en España 1958-1972" En J. MUÑOZ. S. ROLDAN y J. L. GARCIA DELGADO: "La economía española en 1972" Ed. Edicusa. Madrid, 1973.



carácter revelador, la figura de la Norma de Obligado Cumplimiento, posteriormente denominada con algunos cambios no sustanciales Decisión Arbitral Obligatoria. La sustitución del libre acuerdo entre las partes por una decisión administrativa, era una exigencia derivada de la ausencia de los mecanismos que pueden permitir acuerdos reales en una negociación en que las partes participan con libertad y autonomía (22). El amplio conjunto de intervenciones convertían, de hecho, a la Administración, en la tercera, y posiblemente la más decisiva, fuerza de la negociación colectiva.

Los condicionamientos externos de la contratación colectiva proceden de su dependencia y sujeción a la política salarial dirigista de todo el periodo, que se expresa especialmente en la relación con el papel desempeñado por el salario mínimo interprofesional garantizado y con el tipo de política de rentas vigente en aquel periodo.

En síntesis podría concluirse que la instauración de la contratación colectiva significó sobre todo la flexibilización de la política salarial dirigista, aumentando la capacidad de los empresarios en la fijación de los salarios, y a-

---

(22) Véase J.MATE y MORENO MONROY: "La contratación colectiva en España" E.N.A.P. Seminario realizado en Enero de 1970. Ciclostilado. Alcalá de Henares; C.MORENO MANGLANO: "La contratación colectiva. Un estudio sobre el contexto y las pautas clave en España hasta 1976" Madrid 1976; J.MONTALVO: "Las Normas de Obligado Cumplimiento. Un estudio sobre el intervencionismo del Estado en la negociación colectiva en España" Madrid 1972, y "La incomparecencia y la imposibilidad de acuerdo como presupuestos determinantes del dictado de Normas de Obligado Cumplimiento" - Revista de Política Social nº 89. Madrid 1971.

briendo un cierto cauce para la manifestación de las reivindicaciones salariales de los trabajadores, pero sin renunciar a los poderosos mecanismos de intervención de la Administración en la determinación de los salarios y de control sobre las relaciones laborales.

La Ley de Convenios Colectivos de 1973, aunque pretendía subsanar aquellos aspectos del sistema de negociación colectiva más claramente desbordados por la realidad, tuvo un carácter fundamentalmente continuista (23), y no modificó los rasgos fundamentales que desvirtuaban el carácter de la contratación colectiva española.

b) La inexistencia de sindicatos libres

La inexistencia de sindicatos libres constituye la característica más claramente diferenciada del marco institucional del mercado de trabajo español de la configuración institucional de los mercados de trabajo en los países occidentales. Como se ha dicho anteriormente, la Organización Sindical Española respondía más al carácter de instrumento de control por parte del Estado de las relaciones laborales que al pretendido carácter de sindicato único y obligatorio (24). En este contexto legal las posibles prácticas sindicales de los trabajadores quedaban drásticamente limitadas a ciertas posibilidades de acción reivindicativa desde el interior de la Organización Sindical Española, y a la práctica del sindicalismo en

---

(23) Vease J. MUÑOZ, S. ROLDAN, J. L. GARCIA DELGADO y A. SERRANO: "La economía española en 1973" Edicusa. Madrid 1974. Pags 262 y sig

(24) Vease M. LUDEVID: "Cuarenta años de Sindicato Vertical. Aproximación a la Organización Sindical Española". Ed. Laia, Barcelona - 1976.

organizaciones ilegales y clandestinas.

La introducción de ciertas prácticas reivindicativas limitadas en el interior de la propia Organización Sindical española fué el resultado de la progresiva penetración del movimiento obrero en las estructuras sindicales oficiales, a través de los cargos sindicales de base con carácter representativo y de los propios intentos de reforma de la Organización Sindical con vistas a evitar el creciente desgaste y deterioro de una conflictividad creciente al margen de la legalidad existente. Sin embargo, ni lo uno ni lo otro lograron alterar en lo fundamental la estructura y el funcionamiento de la Organización Sindical, y la creciente tolerancia hacia las prácticas de signo reivindicativo se manifestó en contradicción, también creciente, con las tareas administrativas y de carácter impositivo que la Organización Sindical vá asumiendo en función de un mayor distanciamiento de la Administración, con el objetivo de reducir la politización de los conflictos laborales. Por otro lado, la acción de los sindicatos ilegales, en condiciones de clandestinidad, solo podía alcanzar a sectores muy reducidos del mundo laboral. En definitiva, el mantenimiento -en lo sustancial- de las estructuras sindicales verticales y la inexistencia de sindicatos legales libres y representativos constituyen un factor decisivo en la configuración del marco institucional del mercado de trabajo español.

c) La existencia de restricciones legales al despido

La supuesta garantía del puesto de trabajo, como contrapartida, en la formulación de las bases ideológicas del sistema de relaciones laborales, al no reconocimiento de otros derechos laborales de los trabajadores, se traducía en la existencia de importantes restricciones legales a la práctica del

despido por parte de los empresarios.

Dichas restricciones no implicaban una imposibilidad - real de despedir trabajadores individual o colectivamente. La legislación otorgaba amplias posibilidades de despido - justificado, sobre todo como conducta sancionadora frente a la participación de los trabajadores en conflictos. Existía además la figura del "incidente de no readmisión", que permitía el incumplimiento por parte de las empre- - - sas de las sentencias condenatorias por despido improcedente. Y la legislación de la tramitación de los expedientes de crisis permitía, en ciertas condiciones, la utilización del despido colectivo como instrumento para la reducción de plantillas.

Sin embargo, aunque esas situaciones y la progresiva - suavización de la legislación a lo largo de todo el periodo implicaban ciertas posibilidades de practicar en algunas - circunstancias el despido libre, en la mayoría de los casos la práctica del despido implicaba el pago de importantes indemnizaciones a los trabajadores despedidos y por lo tanto costes adicionales para las empresas, que encarecían considerablemente la rotación de la mano de obra. Desde el punto de vista del funcionamiento del sistema de ajuste del mercado de trabajo, la legislación restrictiva del despido suponía la existencia de barreras que dificultaban la reducción de las plantillas en las empresas y la sustitución de la mano de obra empleada por otros trabajadores procedentes - del mercado externo. Aunque la literatura jurídica sobre el tema ha enfatizado las posibilidades reales de despido libre, desde un punto de vista económico es necesario reconocer la existencia de cierta rigidez en el ajuste a la baja

del empleo como consecuencia de esta legislación restrictiva del despido, sin que ello niegue sino que por el contrario explique la existencia de otros mecanismos compensadores de esta importante característica del funcionamiento del mercado de trabajo español durante el periodo.

d) La importancia relativa de los componentes variables de la retribución salarial

La atipicidad de los mecanismos institucionales intervinientes en el proceso de determinación de los salarios, dio lugar a una estructura de la retribución salarial caracterizada por una gran proliferación de los componentes retributivos de carácter variable de forma que la parte variable de la retribución salarial alcanzaba una proporción considerablemente elevada sobre la retribución salarial total. La enorme importancia de los llamados "fleclos salariales" y de la retribución por horas extraordinarias como complementos de unos salarios base muy bajos han sido analizados como una característica fundamental del "modelo salarial" vigente durante este periodo en el libro "Salarios y mercado de trabajo en España" (25). En este trabajo se analiza detalladamente los diversos mecanismos de retribución salarial variable que operaron durante el periodo, y se ofrecen algunas estimaciones de su incidencia cuantitativa que dejan poco lugar a la duda sobre su desmesurada importancia.

El carácter arbitrario de muchos de esos mecanismos de retribución y su vinculación a la intensificación o exten-

---

(25) Véase A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "Salarios y mercado de trabajo" op.cit.

sión del esfuerzo de trabajo, dotaban al salario y a los costes de la fuerza de trabajo de una cierta capacidad de ajuste ante las condiciones cambiantes del mercado. En este sentido la fuerte importancia de los componentes variables de la retribución salarial puede y debe ser analizada en términos de una flexibilidad salarial de carácter excepcional, en comparación con la rigidez de otros países occidentales.

No resulta fácil traducir estas características institucionales en términos de unos supuestos de los que se puedan derivar unas consecuencias claras sobre la influencia del marco institucional sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Solo es posible establecer este tipo de supuestos a nivel hipotético, pues para ello es necesario incurrir en un alto grado de abstracción y simplificación. Sin embargo, si no se asumen los riesgos implícitos de esta tarea, las restricciones institucionales se mantienen dentro de una nebulosa que permite justificar "a posteriori" el cumplimiento o incumplimiento de cualquier hipótesis teórica. Por ello ha parecido indispensable formular las características institucionales anteriormente ennumeradas en forma de un conjunto de supuestos sobre el mercado de trabajo español.

El primer supuesto es que la desvirtuación de la negociación colectiva y la inexistencia de sindicatos libres ha acentuado el grado de monopsonio del mercado de trabajo español durante el periodo considerado. La existencia de un sistema de contratación colectiva en la fijación de los salarios crea una fuerte inadecuación de la estructura analítica de la microeconomía ortodoxa para la determinación de los salarios. Sin embargo existen cierto tipo de predic

ciones que permiten, de alguna forma, interpretar la realidad institucional española en términos de este primer supuesto.

En primer lugar, la mera existencia de costes de información determina, en el marco de un modelo de carácter neoclásico, la capacidad de las empresas para modificar el flujo de trabajadores - que acuden a ellas alterando su nivel salarial de forma que las empresas en el mercado en desequilibrio se comportan monopsonísticamente. En palabras de PISSARIDES: "Durante el ajuste la empresa es un competidor imperfecto y tiene un cierto poder monopsonístico incluso aunque el mercado tenga una estructura atomística" (26).

La generalizada aceptación del poder monopsonístico de las empresas en el mercado de trabajo ha proporcionado una apoyatura racional para atribuir al sindicato una posible contribución en la consecución de un óptimo social, al compensar el poder monopsonístico de las empresas. MULVEY afirma que "en la práctica, como la mayoría de los mercados de trabajo están caracterizados por algún grado de imperfección que tiende a generar curvas de oferta con pendiente positiva, el sindicato normalmente tiene algún terreno para contrapesar el poder monopsonístico sin pérdida potencial de empleo (...), la actividad sindical puede llevar los salarios y el empleo al nivel competitivo con todas las consecuencias derivadas en la economía del bienestar" (27). En este sentido la agudización del grado de monopsonio en el mercado de trabajo puede aceptarse como un efecto de la inexistencia de las funciones compensadoras que pueden ejercer los sindicatos.

---

(26) Cfr. C. PISSARIDES: "Labor Market Adjustment" Op. cit. pag.15.

(27) C. MULVEY: "The Economic Analysis of Trade Unions" Martin Robertson. Oxford, 1978. Pag. 52.

Por otro lado, las diversas y en general rudimentarias teorías de determinación de los salarios en el marco de un sistema de negociación colectiva, han llegado por diversos caminos a establecer la existencia de una zona de indeterminación salarial, dentro de la - cual existe un cierto margen para la fijación de los salarios según el poder relativo de negociación y la propia estrategia negociadora de las partes (28). En la medida en que la configuración legal y la estructura de la contratación colectiva es un factor no neutral respecto al poder relativo de las partes (29), las características de la contratación colectiva española pueden interpretarse como favorecedoras de una mayor capacidad de la demanda de trabajo para situarse, dentro de la zona de indeterminación, en una posición salarial ventajosa. Esta interpretación es más directa desde aquellos enfoques institucionalistas para los que la determinación de los salarios en régimen de contratación colectiva se realiza fundamentalmente en función de factores relacionados con la correlación de fuerzas entre las partes negociadoras.

---

(28) MULVEY define sintéticamente el ajuste del mercado de trabajo en condiciones de negociación colectiva de la siguiente forma: "El área de indeterminación es esencialmente un conjunto de posibilidades salariales que no son descartadas por las fuerzas del mercado como soluciones económicas viables, aunque solo una de ellas pueda ser óptima, en el sentido de la economía del bienestar. En esa zona la negociación en función de la correlación de fuerzas, determina el salario y las fuerzas del mercado determinan el empleo" Cfr. idem. pag. 85.

(29) Véase A.W. THOMPSON, C. MULVEY y M. FARBMAN: "Bargaining Structure and Relative Earnings" British Journal of Industrial Relations. Julio 1977; H. CLEGG: "Trade Unionism under Collective Bargaining. A Theory based on Comparisons of Six Countries" - Basil Blackwell, Oxford 1976; B. BURKITT y D. BOWERS: "Trade Unions and the Economy" McMillan, Londres 1979; A. FLANDERS: "Trade Unions" Hutchinson University Library. Londres 1968, y E. TARANTELLI: "Il ruolo economico dei sindacati" Libri del tempo Laterza. Roma 1979.



En segundo lugar, la inexistencia de sindicatos libres puede - traducirse en un supuesto sobre la ausencia de algunos de los efectos específicos atribuidos en la economía laboral a la sindicación de la oferta de trabajo. En líneas generales se atribuyen a la sindicación de la oferta de trabajo efectos sobre el comportamiento - del nivel general de los salarios, sobre las diferencias salariales entre el sector sindicalizado y el sector no sindicalizado y sobre la flexibilidad de la estructura salarial. En el primer caso existe un acuerdo generalizado sobre la tendencia dominante de la sindicalización de la oferta de trabajo a producir elevaciones en el nivel general de los salarios. Sin embargo, esta afirmación que es válida en presencia del fenómeno sindical, tiene escaso contenido cuando - de ella se pretenden obtener conclusiones sobre la ausencia de los sindicatos, porque en lo que a la determinación del nivel general - de salarios se refiere, una economía con sindicatos libres difiere en muchos aspectos de una economía en la que la sindicación está - prohibida y perseguida. Sería por lo tanto excesivamente simplista querer atribuir en exclusiva a la ausencia de los fenómenos de la - sindicalización de la oferta de trabajo los niveles salariales relativamente bajos que se registran en la economía española durante el periodo considerado. De igual manera, tampoco se pueden sacar conclusiones sobre los efectos de la ausencia de sindicatos, a partir de las proposiciones referidas a las diferencias salariales entre - el sector sindicalizado y el no sindicalizado. En cambio, las predicciones de la economía laboral sobre los efectos de las prácticas sindicales en la estructura salarial, permiten establecer algunas - conclusiones significativas. Desde distintos enfoques teóricos se - ha atribuido a la acción de los sindicatos la tendencia presente - con diverso grado en la totalidad de los mercados de trabajo occidentales a mantener las diferencias relativas de salarios entre distintos colectivos de trabajadores, haciendo considerablemente rigi-

da la estructura salarial. Esta pérdida de flexibilidad de la estructura salarial se ha justificado a través de diversos mecanismos, en los que la acción del sindicato resulta fundamental. En primer lugar se ha invocado la función informativa del sindicato en un contexto en el que fallan las funciones cibernéticas del mercado. El sindicato como institución transmisora de información sería el factor desencadenante de un conjunto de efectos demostración que tienden a mantener estable en el tiempo la estructura salarial de partida. En segundo lugar, la acción del sindicato tiende a impedir la discriminación salarial que los empresarios realizan en función de su poder monopsonístico, pagando a cada trabajador su salario de oferta. Frente a ello los sindicatos imponen un criterio de equidad horizontal tendente a igualar el salario para los grupos homogéneos de trabajadores. Un criterio similar, en este caso de equidad vertical, se aplica por los sindicatos para el mantenimiento y la reducción de las diferencias de salarios entre colectivos de trabajadores con diverso grado de cualificación. Los criterios de equidad horizontal y vertical tienden a ser la pauta general de la intervención sindical en la negociación salarial, y de ello resulta una considerable rigidez de la estructura salarial.

Aunque la posible fundamentación teórica de estas cuestiones se abordará con mayor profundidad en capítulos posteriores, conviene señalar aquí que uno de los efectos de la sindicalización de la oferta de trabajo reconocido con mayor generalidad, es la pérdida de flexibilidad del sistema salarial, tanto en el comportamiento de la estructura salarial como en el del nivel general de los salarios. El sindicato actúa como un factor institucional que agudiza la rigidez de precios en el mercado de trabajo. A estos efectos económicos de la acción sindical se han atribuido gran parte de los factores de inercia que los procesos inflacionistas encuentran en el mercado de trabajo. El profesor ROJO explica la función desempe

ñada por la rigidez de la estructura salarial como factor de generalización de las tensiones alcistas de los salarios de la siguiente forma: "La información empírica disponible permite apreciar movimientos en las diferenciales salariales, pero dichos movimientos no alcanzan la magnitud previsible; se aprecia de hecho una notable inercia que responde al esfuerzo de los trabajadores por conservar la estructura de diferenciales de salarios que estiman "razonable" o "justa", y que aparece sancionada como tal por la costumbre (...). Las alzas salariales obtenidas en los sectores más dinámicos y mejor situados tienden a convertirse en referencias para las negociaciones salariales en los sectores menos dinámicos y menos afortunados (...). Los resultados serán sin duda alcistas en promedio, ya que los sectores relativamente menos dinámicos tenderán a crecer a ritmos superiores a lo que les corresponde" (30).

Por su parte FELLIS expone de forma sintética los efectos de la resistencia a la modificación de la posición relativa ocupada en la jerarquía salarial como un proceso de espiral de salarios: "Es probable que un aumento de salarios disfrutados por los miembros de un grupo lleve a que otros grupos traten de conservar su posición relativa en la jerarquía de percepciones. Si éstos últimos tienen éxito y ello a su vez da lugar a un nuevo intento por parte del primer grupo de seguir manteniendo la mejora y así sucesivamente, esto abocaría en una espiral de salarios" (31).

En función de ello la inexistencia de sindicatos libres durante el periodo de la economía española que se aborda en este estudio puede formularse como la ausencia de uno de los factores de rigidez

(30) Cfr. L.A. ROJO: "Renta, precios y balanza de pagos". Alianza - Ed. Madrid 1974. Pags. 390-393.

(31) Cfr. A. FELLIS: "Política de rentas" Revista Española de Economía. Septiembre-Diciembre 1972. Pag. 8.

institucional de los salarios más característicos de las economías occidentales. Es posible por lo tanto, simplificar esta realidad institucional en un supuesto que establezca la inexistencia, o al menos la debilidad, de los mecanismos que homogeneizan las alzas salariales, dotando a la estructura salarial de una considerable rigidez. Ello no implica la desaparición de otros factores generadores de rigidez salarial procedentes de las propias imperfecciones del mercado, independientemente del marco institucional, ni niega "a priori" la posible existencia de otras fuentes institucionales de rigidez salarial como puede ser el intervencionismo de la Administración en el proceso de la determinación de los salarios. La posible prima que en términos de una mayor flexibilidad de la estructura salarial, y de sus repercusiones sobre el comportamiento del nivel general de salarios, haya podido disfrutar la economía española por la inexistencia de sindicatos libres durante el periodo, es una cuestión a determinar empíricamente.

Nótese, sin embargo, que la gran importancia de los conceptos retributivos de carácter variable, su carácter discrecional y su irregular distribución entre los distintos grupos de trabajadores, converge en la misma dirección de otorgar al sistema mecanismos "atípicos" de flexibilidad en los procesos de fijación de salarios, incluso en el caso de que la presencia de la Administración como tercera fuerza de la negociación salarial actuase como homogeneizadora de los salarios introduciendo elementos de rigidez en el comportamiento de la estructura salarial. Sin embargo, esta última posibilidad, no es coherente con el carácter, en general subsidiario, de la intervención administrativa en la fijación de los salarios. Los mecanismos de intervención administrativa descansaban fundamentalmente en el supuesto de la inexistencia de acuerdo entre las partes, y actuaban como un sistema de control salarial, que no ne-

gaba la filosofía de diferenciación y flexibilización salarial - que impregnó la instauración de la negociación colectiva en España.

Parece, por lo tanto, coherente suponer que la acentuación - del grado de monopsonio, o el predominio del lado de la demanda en la determinación de los salarios, y el comportamiento de una oferta de trabajo, que, dada la ausencia de sindicatos, puede responder mejor a los supuestos habituales de oferta atomizada en un contexto de información escasa y costosa, dan lugar a un sistema de fijación de salarios más flexible.

En tercer lugar, es necesario tratar de interpretar las restricciones legales al despido. Tal interpretación puede hacerse en el marco de los costes de ajuste del empleo, pues como se ha expuesto en párrafos anteriores, las restricciones legales al despido no implican la imposibilidad del ajuste del empleo a la baja, sino un aumento de los costes en la rotación de la mano de obra que afecta al ajuste del empleo en ambas direcciones. La teoría económica ha examinado preferentemente la influencia de los costes de ajuste del empleo desde la perspectiva de las posibles necesidades y motivaciones de los agentes del mercado de trabajo para estabilizar la relación laboral, en orden a la consecución de una mayor productividad de la fuerza de trabajo contratada o en orden a una mayor seguridad en la permanencia en el puesto de trabajo. Cuando en el mercado de trabajo existen costes de ajuste, el factor trabajo deja de ser considerado por las empresas como un factor variable. Su utilización reporta costes variables y costes fijos, y los costes fijos suponen la existencia de una cierta inversión en la contratación de la mano de obra, por parte de las empresas. W. OI, que fue el pionero en el intento de generalizar las condiciones de equilibrio del mercado de trabajo cuando el trabajo

se comporta como un factor cuasi-fijo, lo expresa con las siguientes palabras: "Las empresas incurren en ciertos costes fijos de empleo al contratar un determinado stock de trabajadores. Estos costes fijos de empleo constituyen una inversión por parte de las empresas en su fuerza de trabajo. Por lo tanto, ello introduce un elemento de capital en el uso del trabajo" (32). La conducta optimizadora de las empresas implica una mayor estabilidad o fijeza del trabajo, necesario para la amortización de los costes fijos de empleo y para obtener a lo largo de una serie de periodos de tiempo el rendimiento de la inversión realizada. De esta forma la caída de la demanda final afectará en menor medida a los factores relativamente más fijos (con mayor proporción de costes fijos) y simétricamente la expansión de la demanda afectará también relativamente menos a los factores más fijos. "Así los cambios a corto plazo en la demanda del producto conducen a cambios diferenciados en la demanda de factores dependiendo de su grado de fijeza. Factores con poca fijeza experimentarán cambios relativamente grandes en su demanda ante los cambios en la demanda del producto" (33). Si se acepta que las restricciones legales al despido se traducen en un significativo aumento de los costes fijos de empleo, hay que interpretar que dicha restricción legal repercute en una mayor estabilidad relativa en el empleo, o si se prefiere en una mayor rigidez en el ajuste vía cantidades en el mercado de trabajo.

Sin embargo, no se puede ignorar la existencia en la economía española durante el periodo en cuestión de ciertas vías que suavizaban la rigidez provocada por la legislación restrictiva sobre el despido, en el ajuste a corto plazo en el empleo. En primer lugar, las condiciones legales por las que los trabajadores adquirían la

---

(32) Cfr. W. OI: "Labor as a Quasi-fixed Factor" Journal of Political Economy nº 70. 1962, pag. 539.

(33) Cfr. W. OI, idem, pag 543.

condición de fijos, la inexistencia de un control efectivo sobre las mismas y sobre todo la inexistencia de una vigilancia y una presión sindical, generaban un conjunto de situaciones como la prórroga indebida de los periodos de prueba, el abuso de los contratos de aprendizaje y demás formas de empleo precario que en la práctica suponían una reducción de la proporción de trabajadores fijos y la existencia en las empresas de una parte de la plantilla fácilmente regulable. La existencia de estos mecanismos que compensan parcialmente la rigidez de las plantillas han sido considerados con frecuencia como lo suficientemente importantes como para restar prácticamente toda significación a las restricciones sobre el despido en las posibilidades de ajuste del empleo. Así, por ejemplo, R. ORDOVAS afirma: "Hay que reconocer, con plena objetividad y sin apasionamiento alguno, que los mecanismos de que dispone el empresariado para actuar sobre su personal son más que suficientes" (34). Sin embargo la generalización de ciertas prácticas adaptativas de los empresarios frente a las restricciones legales al despido, que por un camino o por otro les permitían mantener una determinada parte de su plantilla, normalmente situada en franjas menos cualificadas, con un cierto grado de flexibilidad, no niega sino que más bien al contrario confirma la existencia de unos claros efectos de rigidez o de menores posibilidades de ajuste en el empleo como consecuencia de los costes fijos derivados del despido.

En este sentido la generalización e intensidad del uso de horas extraordinarias como mecanismo de ajuste de la cantidad de trabajo depende, como es sabido, de los costes de ajuste del empleo. Cuanto más elevados sean estos costes de ajuste con más retraso y probablemente en menor cuantía, se ajustará el nivel de empleo a

(34) R. ORDOVAS: "Movilidad de empleo y mercado interno de trabajo" Información Comercial Española nº 553, 1979. Pag.61.

las variaciones expansivas y contractivas de la demanda final en el corto plazo y con más intensidad se recurrirá a la utilización de las horas extraordinarias. La tendencia a la utilización creciente y en magnitudes importantes de horas extraordinarias en la industria española, que constituyó una característica consustancial del sistema de relaciones laborales en el periodo utilizado (35) refleja la existencia de importantes costes de ajuste del empleo y el carácter de variable flexible de las horas extraordinarias que compensa la rigidez institucional al despido. En consecuencia, el importante papel desempeñado por las horas extraordinarias por una parte confirma la existencia de rigidez en el ajuste del empleo, y por otra sirve como mecanismo suavizador del ajuste de la cantidad de trabajo a través de la ampliación de la jornada laboral, en un contexto de fuertes costes fijos de empleo. Conviene, por último, subrayar que desde el punto de vista del sistema de ajuste del mercado de trabajo, las horas extras deben ser concebidas más como un mecanismo de flexibilidad salarial que como un mecanismo de flexibilidad en el empleo. Las horas extras permiten ajustar la producción a las condiciones cambiantes del mercado de productos, incurriendo en modificaciones en el salario por persona y en los costes de producción sin modificar la cantidad de trabajadores empleados. La flexibilidad se refiere al precio del trabajo más que a la cantidad de trabajo.

#### 4. LAS REPERCUSIONES DE LAS RESTRICCIONES INSTITUCIONALES SOBRE EL SISTEMA DE AJUSTE DEL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL

La abstracción y simplificación de las restricciones institu—

(35) Véase el apartado C de la Segunda parte de A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "Salarios y Mercado de trabajo en España" Op. cit. pags. 140-163.



cionales del mercado de trabajo español durante el periodo 1963- - 1975, y su traducción a supuestos sobre el comportamiento de los agentes, tal y como se ha hecho en el apartado anterior, permite formular dichas restricciones en términos del predominio de un determinado sistema de ajuste en el mercado de trabajo.

Si se entiende que la existencia de un sistema de ajuste flex-price o fix-price es, como plantea LEIJONHUFVUD, una cuestión sobre el orden de las velocidades de ajuste, y no la drástica alternativa entre una velocidad infinita de reacción de los precios o una velocidad infinita de reacción de las cantidades, el acuerdo sobre el tipo de ajuste prevaleciente en el mercado es una cuestión de carácter empírico. De esta forma la relativa validez de los modelos de ajuste con precios rígidos o con precios flexibles está referida al mundo real y en definitiva a la incidencia comparativa de las fuentes generadoras de rigidez de precios, frente a las fuentes generadoras de rigidez en el ajuste de cantidades. Esto exige tener en cuenta la rigidez introducida en un mecanismo de ajuste y en el otro por los factores institucionales conjuntamente con el resto de factores no estrictamente institucionales, que también tienden a generar rigidez por un camino o por otro.

La importancia de los hechos institucionales en la determinación del sistema de ajuste prevaleciente ha sido subrayada, con desigual importancia, prácticamente por todos los autores. La alteración del orden de velocidades propia del "sistema Keynesiano" ha sido atribuida con frecuencia en la economía neoclásica a las inflexibilidades de precios a corto plazo debidas a restricciones monopolísticas. Sin embargo, como señala LEIJONHUFVUD, "identificar la imperfecta flexibilidad de precios con la existencia de "prácticas monopólisticas" de la clase que sea implica que si tales prácticas monopólisticas pudieran ser eliminadas, ya no haría falta la partici-

pación activa del Estado en la economía" (36).

Frente a ello las primeras formulaciones postkeynesianas tendieron a subrayar que la mera existencia de leyes sobre salarios mínimos, de sindicatos presentes en la negociación salarial, y de políticas de precios administrados, daban un fundamento suficiente para que el supuesto especial del modelo keynesiano quedase adecuadamente justificado. De esta forma se atribuían a hechos institucionales o estructurales la existencia de un sistema de ajuste tipo fixprice. En la obra ya referida de MALINVAUD, podemos encontrar un planteamiento superador, en el que si bien se mantiene la importancia decisiva de los aspectos institucionales en la configuración de un determinado sistema de ajuste, ésta se concibe articuladamente con el incumplimiento de otros supuestos del modelo de competencia perfecta.

"Los ajustes vía cantidades a corto plazo son mucho más claros e influyentes que los ajustes vía precios a corto plazo. Demostraremos que esto es un importante hecho institucional que debe ser tomado en consideración desde el principio, cuando se construye una teoría del equilibrio a corto plazo (...). Realmente es más que un hecho puramente institucional (...); se sigue de la conducta racional (...) cuando existe incertidumbre, costes de información o de transacción. En esa situación existen razones que hacen que la primera reacción a cambios en el contexto sea más a menudo una revisión de las cantidades que una revisión de los precios" (37). LEIJONHUFVUD enfatiza especialmente la posibilidad de rigi-

---

(36) Cfr. A. LEIJONHUFVUD: "Análisis de Keynes y de la economía - Keynesiana. Un estudio de teoría monetaria". Ed. Vicens Vives Barcelona 1976. Pag. 58.

(37) Cfr. E. MALINVAUD: "The Theory of Unemployment Reconsidered" Op.cit. pag.11.

dez de precios incluso en mercados sin intervención institucional y sin concentraciones monopolísticas. De aquí la generalización - del concepto de "mercado atomístico" en el que, si bien se satisfacen las condiciones de la estructura competitiva del mercado, en - cuanto al número e importancia de los agentes, no se cumplen las condiciones referentes a la existencia de una organización central del mercado que garantice el precio de equilibrio. En este tipo de mercados la rigidez de precios puede ser el resultado de una economía de costes de información y riesgo por parte de los agentes.

Así la acentuación del grado de monopsonio o el predominio - del lado de la demanda en la fijación de los salarios debido al carácter desvirtuado de la contratación colectiva y a la inexistencia de los sindicatos, la flexibilidad salarial imputable a la - ausencia de algunos efectos específicos de la sindicalización de - la oferta de trabajo y a la propia flexibilidad de los conceptos - retributivos incluidos en el salario, y la rigidez en los movimientos del empleo provocados por la legislación restrictiva del empleo, permiten formular la hipótesis de que las restricciones institucionales españolas durante este periodo han contribuido al predominio de un sistema de ajuste microeconómico tipo flexprice en - el mercado de trabajo. O al menos se puede formular la hipótesis - más matizada de que las restricciones institucionales españolas, - lejos de acentuar los factores generadores de rigidez de los salarios, como es el caso de la influencia de los marcos institucionales existentes en la mayoría de los países occidentales, han potenciado ciertos elementos de flexibilidad salarial en contrapartida a una mayor rigidez en el ajuste del empleo.

A la luz de estas consideraciones parece lícito y posiblemente fructífero tratar de interpretar las restricciones institucionales específicas del mercado de trabajo español durante el periodo

1963-1975 en función de sus repercusiones sobre el ajuste microeconómico del mercado de trabajo. Según esta hipótesis las características del sistema de retribución salarial vigente durante el periodo y las rigideces institucionales en el ajuste vía cantidades del mercado de trabajo español tendrían un cierto carácter complementario o compensatorio.

La formulación de las restricciones institucionales como generadoras de un sistema de ajuste flexwage en el mercado de trabajo español tiene, al menos, un cierto valor interpretativo de la lógica interna del sistema de relaciones laborales de ese periodo, y ayuda a esclarecer la peculiar forma de articulación entre las fuerzas institucionales y las fuerzas del mercado. Pues, si bien el marco institucional impone ciertas barreras a la libre operación de las fuerzas del mercado en algunos aspectos, en otros por el contrario los dota de una mayor capacidad de actuación. En el modelo tradicional de equilibrio en el mercado de trabajo, la movilidad de la mano de obra es la que garantiza la interrelación entre los salarios y su respuesta a la tensión relativa del mercado. Según ello, la rigidez en el ajuste de cantidades en el mercado conduciría a una cierta autonomización del nivel y de la estructura salarial respecto a la situación del mercado. Tal proposición, que podría justificarse en el ajuste a corto plazo en presencia de rigidez de precios, deja de ser cierta cuando existen mecanismos de flexibilidad salarial suficientemente fuertes.

Para obtener una mejor comprensión del tipo de ajuste a que dan lugar las restricciones institucionales españolas es conveniente representar este sistema de ajuste, aunque sea en términos muy simples. Utilizaremos para ello el marco analítico empleado por BARRO y GROSSMAN para el ajuste del mercado de trabajo en "A Gene-

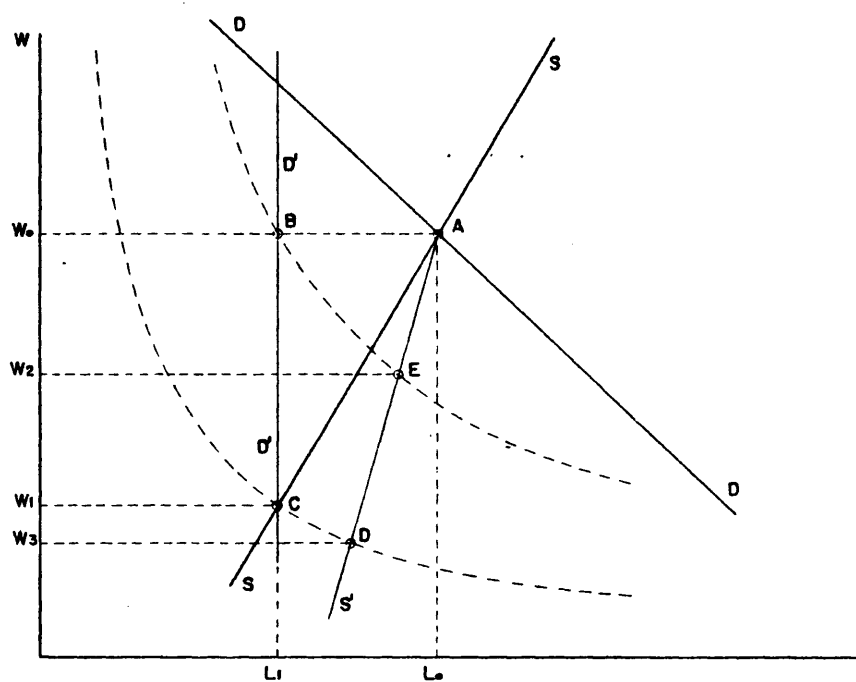
ral Disequilibrium Model" (38), introduciendo el supuesto de imposibilidad total de despido y permitiendo, en función de la flexibilidad salarial, un ajuste salarial equivalente.

Sean  $D$  la demanda nacional de trabajo, en el sentido de CLO-  
WER, y  $S$  la oferta de trabajo en función del salario real. Representadas en el GRAFICO I.1.,  $W_0$  y  $L_0$  definen una posición inicial de equilibrio. Una caída de la demanda agregada que raciona a los empresarios en el mercado de productos determina una demanda efectiva de trabajo  $D'$  que corresponde a la cantidad de trabajo necesario para la obtención de la producción absorbible por la demanda agregada. En esta situación de desequilibrio no existe la relación única entre salario real y empleo, que caracteriza a la demanda nacional de trabajo, y aparece una indeterminación del salario real al único nivel de empleo demandado por los empresarios cuando se encuentran racionados en el mercado de productos. Si se supone un sistema de ajuste fixprice, como hacen BARRO y GROSSMAN, que implica una mayor velocidad de ajuste en el empleo que en los salarios, el proceso de ajuste puede ser representado en dos fases: En la primera fase el empleo se reducirá hasta  $L_1$ , manteniéndose el nivel del salario real en  $W_0$  (punto B), y en la segunda fase el exceso de oferta de trabajo determinará una caída del salario real hasta  $W_1$  (punto C). Según este proceso de ajuste, la evolución de los salarios reales seguiría una pauta de comportamiento claramente procíclico.

La supresión de la posibilidad de despedir trabajadores por parte de las empresas impediría el ajuste mediante la reducción del empleo desde  $L_0$  hasta  $L_1$  (desde la posición de equilibrio ini-

(38) Véase BARRO y GROSSMAN: "A General Disequilibrium Model of Income and Employment" American Economic Review nº 61. 1971 - - Pags. 82-93.

GRAFICO I.1.



cial hasta la situación de desequilibrio, en el mercado de bienes y en el mercado de trabajo, representada por el punto B). La única forma de ajuste posible del empleo en este supuesto sería a través de los abandonos voluntarios impulsados por las reducciones en el salario real. Si la curva de oferta de trabajo tiene la misma forma y posición independientemente de que el exceso de oferta de trabajo se encuentre en situación de empleo o de desempleo, el proceso de ajuste a través de los abandonos voluntarios se conseguiría con una reducción del salario real desde  $W_0$  a  $W_1$ , de forma que el exceso de oferta pasaría de la situación de empleo a la de desempleo por la vía de la desincentivación salarial en lugar de por la vía del despido. En este caso las empresas habrían conseguido eliminar sus excesos de plantillas con una reducción salarial igual a la que generaría el exceso de oferta de trabajo, en el caso de salarios rígidos. La única diferencia en el proceso de ajuste en este supuesto sería la inexistencia de las fases diferenciales en las que el ajuste del empleo es más rápido que el ajuste del salario real. La flexibilidad salarial sin despido implicaría un ajuste simultáneo de ambas variables.

Sin embargo, no parece realista suponer una respuesta simétrica de la oferta de trabajo ante las alzas de salarios, que pretenden atraer nuevos trabajadores, que ante las reducciones salariales, que pretenden desincentivar a los trabajadores empleados. Es más realista suponer que el tramo de la curva de oferta de trabajo por debajo del punto A es considerablemente más rígido cuando representa la oferta de trabajo de los trabajadores empleados. El tramo  $AS'$  representaría en este supuesto la respuesta de la oferta de trabajo, a través de los abandonos, frente a las reducciones en el salario real. En este caso la reducción del salario necesario para la eliminación del exceso de mano de obra empleada sería considera

blemente superior, y aceptar la existencia de una flexibilidad salarial suficiente como para permitir dicha reducción es un supuesto excesivamente fuerte.

Bajo estos supuestos la situación de desequilibrio generada - por la caída de la demanda agregada implica la existencia de excesos de plantillas (exceso de oferta de trabajo en situación de empleo) en las empresas no eliminables a corto plazo. En sentido estricto no se podría hablar de proceso de ajuste a corto plazo, porque el ajuste a corto plazo resulta indeterminado bajo estas restricciones.

Sin embargo, la existencia de un cierto grado de flexibilidad salarial permite a las empresas, sin eliminar la ineficacia inherente a la persistencia de excesos de plantillas, ajustar sus costes de producción actuando sobre la variable salario real. En principio las empresas pueden acceder a cualquiera de las combinaciones de salario real y empleo definidos por la curva de oferta de los empleados (tramo AS'). Dependerá básicamente del grado de flexibilidad salarial existente la magnitud de la reducción salarial posible, y por lo tanto la magnitud del ajuste del empleo a través de los abandonos voluntarios.

Si definimos como ajuste salarial equivalente la reducción de salarios correspondiente a cada nivel de empleo que permite mantener constante los costes salariales totales en relación a la posibilidad de ajuste sin la existencia de restricciones al despido, - los puntos D y E representan en el GRAFICO I.1. el ajuste salarial equivalente a cada una de las fases del proceso de ajuste sin estas restricciones. Siendo las curvas con trazo discontinuo hipérbolas equiláteras, la reducción del salario real desde  $W_0$  hasta  $W_1$  -



permitiría a las empresas soportar los mismos costes totales de la utilización del factor trabajo, que si hubiesen podido despedir a  $L_0 - L_1$  trabajadores. Igualmente la reducción del salario real desde  $W_0$  hasta  $W_3$  permitiría alcanzar un ajuste de los gastos de la nómina total igual al descenso que hubiesen experimentado los costes del factor trabajo al final del proceso de ajuste en un sistema  $-$  fixwage.

No existe fundamento microeconómico alguno que permita sostener que el comportamiento de las empresas responde al criterio del ajuste salarial equivalente. La única virtualidad de este artificio es establecer la función compensatoria que la flexibilidad salarial puede desempeñar frente a la imposibilidad de ajuste a través del despido. Dicha posibilidad será tanto mayor cuanto mayor sea  $-$  el grado de flexibilidad salarial, y solo en el punto D se alcanzaría una compensación completa mediante una reducción del salario  $-$  real hasta  $W_3$ .

En todo caso hay que tener en cuenta que el hecho de que la  $-$  curva de oferta de trabajo de los trabajadores empleados sea considerablemente rígida supone la existencia de un aumento en el grado de monopsonio en el mercado de trabajo en las fases recesivas del ciclo que aumenta el poder de decisión de las empresas en la fijación de los salarios bajo estas restricciones. Y si las empresas  $-$  disponen de un margen efectivo de flexibilidad salarial existe la posibilidad de compensación, aunque sea parcial, de las limitaciones impuestas al proceso de ajuste por la inexistencia de despidos.

Debe subrayarse que la existencia de un sistema de ajuste de estas características implica un comportamiento cíclico de los sa-

salarios reales y del empleo que únicamente difiere del comportamiento cíclico derivado bajo los supuestos de ajuste fixwage en la sensibilidad relativa de ambas variables a las fluctuaciones cíclicas de la economía, manteniéndose el carácter procíclico de las oscilaciones de los salarios reales y del empleo.

Según ello, si la abstracción de los condicionamientos institucionales del mercado de trabajo español en la existencia de un sistema de ajuste con restricciones al despido y cierta flexibilidad salarial es válida, no se puede esperar de estas restricciones una autonomía de los salarios respecto de las condiciones cambiantes del mercado de trabajo, y mucho menos una "inversión" en la pauta de comportamiento cíclico de los salarios. Las diferencias solo son de grado, y las diferencias de grado son de difícil contrastación empírica cuando los puntos de referencia son economías que difieren en muchos aspectos de la economía española.

Lo que en cambio sí puede afirmarse es que la flexibilidad salarial ejerce, en cierta medida, como mecanismo de compensación de las limitaciones impuestas al proceso de ajuste por las restricciones existentes al despido, por una parte al permitir cierto ajuste parcial del empleo a través de los abandonos voluntarios, y por otra parte, sobre todo, por permitir un ajuste en los costes de producción de las empresas. Ello no niega que, a pesar de estas posibilidades de compensación, el que el sistema de ajuste funcione con una acumulación de ineficiencias en la esfera de la producción (39), y con una importante distorsión en la función asignadora de

---

(39) Las ineficiencias generadas por los excesos de plantillas han sido abordadas en la literatura fundamentalmente desde la perspectiva de los acuerdos entre empresas y sindicatos para men-

recursos del mercado de trabajo. Lo que niega es la validez de analizar estas deficiencias y distorsiones en los términos generales de una rigidez del mercado de trabajo durante el periodo 1963-1975.

Esta visión esquemática impediría, entre otras cosas, comprender algunos aspectos fundamentales de la incidencia sobre el mercado de trabajo español de los cambios en el marco institucional introducidos o producidos a raíz del cambio en el régimen político. En efecto, las singulares instituciones que aseguraban el funcionamiento del sistema salarial español durante ese periodo entran en contradicción con el nuevo marco político que inicia su instauración a partir de 1976.

La crisis de las antiguas instituciones y la emergencia de otras nuevas introducen cambios profundos en el sistema de relaciones laborales que se realizan sobre la pesada herencia del sistema anterior. Así el surgimiento de sindicatos libres, tolerados primero y legalizados después, repercute en una rápida desaparición de gran parte de los mecanismos que han sido analizados en estas páginas como permisivos y favorecedores de una cierta flexibilidad salarial, trastocando la coherencia del sistema de ajuste prevaleciente en el mercado de trabajo existente hasta entonces. La rigidez sala-

.../...

tener determinados niveles mínimos o proporciones fijas de empleo. Véase P.A. WEINSTEIN: "The Featherbedding Problem American Economic Review nº 54. 1964, págs. 145-159, y "Featherbedding: A Theoretical Analysis" Journal of Political Economy nº 68. 1960, págs. 379-381; J. SIMLER: "The Economics of Featherbedding" Industrial and Labor Relations Review nº 16. 1962, págs. 111-121; F. MEYERS: "Ownership of Jobs: A Comparative Study" Institute of Industrial Relations. Los Angeles 1964, y H. LEIBENSTEIN: "Allocative Efficiency versus X - Efficiency" American Economic Review nº 56. 1966, págs. 392-415.

rial que acompaña a la aparición de los fenómenos de sindicalización de la oferta de trabajo, significa la pérdida de un importante mecanismo de compensación de la rigidez en el ajuste del empleo que no se vá a ver modificada sustancialmente con el cambio institucional. En consecuencia, el sistema de ajuste vigente durante el periodo 1963-1975 deja drásticamente de funcionar en el momento de la crisis institucional que se produce con la transición política, acentuándose la rigidez en el funcionamiento del mercado de trabajo por el surgimiento de nuevos factores generadores de rigidez - que vienen a sumarse a los heredados del sistema anterior, perdiendo eficacia los mecanismos de compensación anteriores.

La hipótesis sobre la existencia de un peculiar sistema de ajuste del mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975 impide analizar el funcionamiento del mercado de trabajo desde una concepción unilateral de rigidez, y ayuda a comprender cómo la crisis institucional ha podido actuar como un fenómeno con especificidad propia en el empeoramiento de la relación de sustituibilidad entre el paro y la inflación que se registra en la economía española durante el periodo de transición política (40).

##### 5. EL ESTUDIO DE LA INFLUENCIA DE LAS RESTRICCIONES INSTITUCIONALES EN EL SISTEMA DE DETERMINACION DE LOS SALARIOS A PARTIR DEL COMPORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL

De entre las diversas vías que se han empleado en la economía

(40) Véase A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "El proceso de transición política y el mercado de trabajo en España" Ponencia presentada al V Congreso Mundial de Economistas celebrado en México en Agosto de 1980, y publicada en el Boletín del Colegio Central de Economistas nº 10. 1981, pags. 35-40.

laboral para estudiar la influencia de las restricciones institucionales en el sistema de determinación de los salarios, en este trabajo hemos elegido el terreno del análisis del comportamiento desagregado de los salarios a través del estudio de la estructura salarial española.

No se pretende con esta elección descartar otros caminos, aunque se fundamenta en la creencia de que las peculiares restricciones institucionales españolas, así como las limitaciones estadísticas existentes en España para el adecuado conocimiento de los fenómenos institucionales del periodo conceden ciertas ventajas a esta forma de aproximación empírica al tema.

La vía más usual y probablemente más ortodoxa ha sido la de recoger la posible incidencia del marco institucional en el sistema salarial a través del análisis del comportamiento agregado de los salarios. La tradición en este terreno ha sido la de estimar diversos tipos de modelos uniecuacionales en los que el nivel agregado de salarios o su tasa de variación es la variable dependiente y en los que el componente institucional ha recibido un tratamiento muy variado, pero que podríamos resumir en estos tres tipos de actitudes:

- 1- Reducir el papel desempeñado por las instituciones a una variable residual, a la que se le atribuye en última instancia la capacidad explicativa de las desviaciones encontradas a nivel empírico respecto a la función previamente definida.
- 2- Suponer que la influencia institucional queda incorporada en alguna o algunas de las variables independientes de la ecuación.
- 3- Introducir directamente a través de un conjunto de variables "ad hoc" el comportamiento de los factores institucionales.

Las estimaciones de ecuaciones de salarios realizadas para el caso español han prestado, en general, poca atención a la incidencia del marco institucional y en los casos en que se ha hecho, se ha tratado bajo la perspectiva de la primera o de la segunda actitud. Esto podría indicar la existencia de posibilidades de aproximación al tema a través de la estimación de una ecuación de salarios que integre de alguna forma las restricciones institucionales españolas. Sin embargo, el carácter atípico del marco institucional español durante ese periodo dificulta enormemente la selección de las posibles variables de carácter institucional que pudieran ser significativas. Las estimaciones de ecuaciones sobre el comportamiento agregado de salarios se han realizado en mercados de trabajo sindicalizados, y las variables institucionales normalmente introducidas son indicadores de la acción y combatividad sindical (41). La aplicación de modelos con estas características al caso español exigiría un replanteamiento de las variables a introducir para recoger el efecto de los factores institucionales. Nunca sería suficiente con incluir exclusivamente indicadores de la agresividad sindical, pues no sería coherente con el análisis del marco institucional. Adicionalmente, hay que tener en cuenta que las dificultades de las fuentes estadísticas, de disponibilidad y fiabilidad limitada para la medición de las variables económicas, se ven multiplicadas en el caso de variables sociológicas o que pretenden reflejar el comportamiento institucional.

Todo ello ha llevado a pensar, que, aunque esta alternativa metodológica no puede ser descartada "a priori", los resultados que

(41) El ejemplo más característico de la aplicación de este tipo de metodología se puede encontrar en la estimación de la ecuación de salarios realizada por SYLOS LABINI para el caso de la economía italiana. Véase S. LABINI: "Sindacati, inflazione e produttività" Libri de tempo Laterza. Roma, 1977.

se pueden obtener de ella en el terreno de la influencia institucional en la determinación de los salarios en el caso español son muy limitados. Lo mismo cabe decir de aquellos planteamientos más generales que pretenden establecer la incidencia de las distorsiones institucionales sobre el sistema de ajuste a través de sus repercusiones sobre la macroeconomía del sistema económico en su conjunto (42).

Frente a estas dificultades para analizar la incidencia de los factores institucionales en el sistema salarial a través del comportamiento agregado de los salarios la elección de una perspectiva desagregada a través del estudio de la estructura salarial presenta algunas ventajas: En primer lugar, el análisis empírico del comportamiento de la estructura salarial ha sido el terreno de confrontación y debate más frecuentemente elegido por los partidarios de los enfoques institucionalistas y teóricos puros para medir la capacidad explicativa de sus respectivas hipótesis. Ello proporciona un campo más amplio de referencias teóricas a los problemas estrictamente institucionales y una amplia evidencia empírica sobre el comportamiento de la estructura salarial de otros países que puede ser

---

(42) Un análisis formalizado de este tema se puede encontrar en C. PISSARIDES: "Labor Market Adjustment" Cambridge University Press. Cambridge 1976. En este trabajo, partiendo de la existencia de equilibrio Walrasiano en el resto de los mercados, se intentan establecer las diferentes dinámicas macroeconómicas de los diversos sistemas de ajuste existentes en el mercado de trabajo. La existencia de un ajuste flexprice en el mercado de trabajo, determinará a través de los distintos efectos spillover y redistribución hacia los otros mercados, sobre todo por la influencia sobre la función de consumo, la existencia de una macrodinámica clásica, con predominio del ajuste macroeconómico definido por la curva de Phillips, mientras que un sistema fixwage determinará la existencia de una macrodinámica Keynesiana con predominio del ajuste macroeconómico definido por el multiplicador.

vir como elemento de comparación para detectar la existencia real - de aspectos diferenciales.

En segundo lugar, el análisis de la estructura salarial permite, en principio, una identificación más directa de algunos de los aspectos específicos del sistema salarial español, derivados de las características peculiares del marco institucional. Así, la contrastación empírica de la existencia de un tipo de ajuste como el establecido en el epígrafe anterior, puede en cierta forma traducirse - en el marco del comportamiento dinámico de la estructura salarial - española en el planteamiento de los siguientes interrogantes: ¿El comportamiento dinámico de los distintos componentes de la estructura salarial española durante el periodo considerado responde efectivamente a un sistema de ajuste salarial flexible? ¿Existe una relación entre las modificaciones de la estructura salarial y la situación de tensión relativa del mercado de trabajo? ¿O por el contrario sus movimientos reflejan un alto grado de autonomía de la estructura salarial respecto a las fuerzas del mercado?

De igual manera el análisis desagregado de los salarios posibilita la contrastación directa de algunos de los efectos que se han atribuido en estas primeras páginas a la no sindicalización de la oferta de trabajo. En especial un estudio riguroso de la estructura salarial puede permitir la constatación de la supuesta debilidad de los efectos "spillover" o efectos demostración, a la que se le ha atribuido el carácter de factor permisivo de la flexibilidad salarial.

El comportamiento dinámico de algunos componentes de la estructura salarial española durante el periodo de 1963 (primer año de elaboración de la Encuesta de Salarios) a 1975 (último año de mante-



nimiento de la misma configuración institucional básica del marco - de trabajo español) constituye el núcleo central del trabajo empírico de este estudio. A este objetivo se dedican los capítulos II y - III. En ambos capítulos se dedica una atención considerable a los - problemas de medición de cada componente de la estructura salarial, así como las hipótesis formuladas desde los diversos enfoques alternativos sobre el comportamiento dinámico de la estructura salarial. También en ambos casos se estiman modelos econométricos uniecuacionales en los que las medidas seleccionadas de dispersión de la estructura salarial son las variables dependientes.

Por último, en el capítulo IV se diseña un procedimiento empírico que permite, en cierta medida, valorar la influencia de los - cambios de la estructura salarial española sobre los salarios medios, y por lo tanto valorar cuál ha sido la función desempeñada, desde el punto de vista de los costes medios sectoriales, por la - flexibilidad de la estructura salarial española.

## CAPITULO II

### LA ESTRUCTURA SALARIAL ESPAÑOLA POR RAMAS DE ACTIVIDAD DURANTE EL PERIODO 1963-1975

#### 1. INTRODUCCION

En este capítulo se aborda el análisis del comportamiento de la estructura salarial española por Ramas de Actividad, pretendiendo alcanzar una adecuada descripción y comprensión de dicho comportamiento, pero sobre todo tratando de establecer si existe algún tipo de evidencia empírica que permita aceptar o rechazar la hipótesis de un comportamiento diferenciado en la estructura salarial interindustrial española respecto al observado en países con una configuración institucional del mercado de trabajo distinta.

Los diversos autores que han abordado este tema parecen haber llegado a unas conclusiones aceptadas con bastante generalidad:

- 1) Durante el periodo 1963-1975 se produce una marcada tendencia a la diferenciación de los salarios medios por ramas de actividad.
- 2) El comportamiento de dichas diferencias parece mostrar una flexibilidad que contrasta con la mayor rigidez observada en otros países industrializados.

En el libro "Salarios y mercado de trabajo" (1) se ha tratado con extensión y detalle la explicación de ambos fenómenos en estre-

---

(1) A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "Salarios y mercado de trabajo en España" Op.cit.

cha relación con el peculiar carácter del marco institucional existente y con el modelo de retribución salarial. La conclusión en aquel trabajo se estableció en los siguientes términos: "Tanto el modelo salarial como el marco institucional -que están estrechamente correlacionados- han dotado a la estructura salarial española, durante la mayor parte del periodo, de una flexibilidad atípica con la tendencia seguida, en esos mismos años, en los países de la - - O.C.D.E." (2).

Sin embargo, la cuestión central, desde el enfoque adoptado en este trabajo, no ha sido afrontada con el rigor necesario. Si el tipo de fuerzas institucionales que operaban en el mercado de trabajo lo hacían provocando una excepcional flexibilidad, y no como a menudo se ha interpretado de una forma simplista, en la dirección de una mayor rigidez, es necesario saber si tal flexibilidad respondía o no a los requerimientos de las fuerzas del mercado.

La respuesta a este interrogante es fundamental para esclarecer el tipo de articulación de las fuerzas institucionales con las fuerzas de mercado en el caso español. A la vez permitirá enriquecer el debate entre institucionalistas y teóricos puros expuesto en el primer capítulo con la evidencia del funcionamiento de un mercado de trabajo fuertemente intervenido.

En este capítulo se realiza en primer lugar una revisión sintética de las diversas hipótesis que se han formulado desde enfoques teóricos alternativos sobre el comportamiento de la estructura salarial interindustrial así como de los métodos empíricos más frecuentemente utilizados para su contrastación. En segundo lugar se aborda el análisis del comportamiento cíclico de la estructura salarial

---

(2) Cfr. idem.pag.238.

interindustrial española a partir de la especificación y estimación de un modelo econométrico uniecuacional, dedicándose una atención considerable a la problemática de la utilización de los métodos econométricos convencionales y a las dificultades de medición de los salarios reales por ramas de actividad. Complementariamente, se realiza el análisis univariante de la serie de dispersión interindustrial. Por último, se ha introducido un análisis descriptivo de la dispersión salarial interindustrial con un grado de desagregación mayor tratando por separado la dispersión intersectorial de los salarios medios de un conjunto de categorías profesionales con el objetivo de abordar la relación existente entre la evolución de este componente de la estructura salarial y el proceso de cualificación de la mano de obra que tiene lugar durante el periodo considerado.

## 2. LOS ENFOQUES TEÓRICOS ALTERNATIVOS SOBRE EL COMPORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL

Para analizar en qué medida el comportamiento de la dispersión de los salarios por ramas de actividad responde a la acción de las fuerzas del mercado es necesario abordar las predicciones existentes sobre el comportamiento de las diferencias salariales interindustriales.

En la situación de equilibrio a largo plazo del modelo de competencia perfecta las diferencias salariales entre diversas actividades para una misma ocupación solo pueden existir como compensación de las diferencias en las ventajas no pecunarias entre una actividad y otra. De esta forma la estructura salarial interindustrial --

tiende a reflejar a largo plazo las diferencias existentes en la estructura ocupacional de la mano de obra entre ramas de actividad, así como las diferencias en cuanto a las ventajas no monetarias. Sin embargo, ni siquiera los planteamientos teóricos más ortodoxos dentro de la economía laboral definen dicha situación de equilibrio a largo plazo como una situación que pueda corresponderse con la realidad observada. En primer lugar, los continuos cambios en la estructura sectorial provocan permanentes ajustes en la distribución por actividades y por sectores de la mano de obra que se traducen en una dinámica de cambio en la estructura salarial. De la misma forma, la desigualdad en la incidencia sectorial del progreso técnico se manifiesta en tasas diferenciadas en el crecimiento de la productividad permitiendo mayores elevaciones salariales en unas actividades que en otras. El diverso grado de concentración existente en las distintas industrias o ramas de actividad afecta igualmente a la estructura salarial intersectorial. El mayor grado de concentración en el mercado de productos, ha sido usualmente analizado en términos de mayor capacidad para pagar ("ability to pay"), de forma que los sectores más monopolizados son más propensos a ceder frente a las presiones reivindicativas de los trabajadores introduciendo así un nuevo factor de diferenciación salarial.

A ello habría que añadir la influencia de los factores institucionales como la estructura y carácter de la contratación colectiva, la acción de los sindicatos, los salarios mínimos, la política de rentas, las costumbres y relaciones laborales en cada sector, etc, que afectan de forma diversa a los salarios medios de cada rama de actividad. Por último, los cambios cíclicos en la actividad económica tienen un impacto sobre la estructura salarial interindustrial que provocan oscilaciones a corto plazo en la dispersión de los salarios medios de las distintas actividades.

No se pretende realizar una revisión exhaustiva de las distintas teorías sobre el comportamiento de la estructura salarial interindustrial. Se trata simplemente de determinar, a la luz de la teoría disponible, las hipótesis que permitan comprobar si la estructura salarial española es flexible frente a la acción de las fuerzas del mercado, o si por el contrario refleja un comportamiento institucionalmente determinado. Desde esta perspectiva interesa centrarse en las dos cuestiones siguientes: a) La diferenciación entre los factores tendenciales y cíclicos en la explicación de la dinámica de la estructura salarial interindustrial. b) La respectiva acción de los factores económicos e institucionales sobre el comportamiento de la estructura salarial.

## 2.1. LOS FACTORES EXPLICATIVOS DEL COMPORTAMIENTO TENDENCIAL Y CÍCLICO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL

Las variables principales que habitualmente han sido consideradas como determinantes del comportamiento tendencial de la dispersión salarial interindustrial han sido la productividad media del trabajo y el grado de concentración. Ya en el libro de REYNOLDS y TAFT "The Evolution of Wage Structure" (3) se establecía la hipótesis general según la cual la dispersión salarial tiende a alcanzar un máximo durante los primeros estadios de la industrialización, para disminuir gradualmente después de ese punto. Dicha hipótesis se deriva de la vinculación de la dispersión salarial interindustrial tanto a las modificaciones en el grado de cualificación de la mano de obra en cada sector, como en las tasas de progreso técnico sectorial. Así este comportamiento tendencial supuesto por REYNOLDS

(3) LL. G. REYNOLDS y C.H. TAFT: "The Evolution of Wage Structure" Yale University Press 1956.

y TAFT es la consecuencia de la mayor diversificación sectorial en el grado de cualificación de la mano de obra y de la mayor dispersión de las tasas de progreso técnico sectorial que corresponden a los primeros estadios del proceso de industrialización. En los estudios empíricos se ha utilizado la productividad media del trabajo como una variable "proxi" del nivel de cualificación de la mano de obra y de la tasa de progreso técnico. Las transformaciones estructurales que tienen lugar en la situación de despegue en la industrialización conducen a una mayor dispersión de las productividades medias industriales, y por tanto, según esta teoría, a una mayor dispersión en la estructura salarial. En este enfoque se ha basado una explicación del comportamiento tendencial de la estructura salarial interindustrial según una hipótesis de ciclo-vital, según la cual la posición de una industria en la jerarquía salarial está relacionada inversamente con la fecha de su expansión. Este comportamiento es atribuido a la necesidad de las industrias en expansión de pagar un sobresalario para satisfacer sus necesidades de mano de obra. CULLEN (4) ha encontrado una relación significativa entre jerarquía salarial y edad de las industrias para la economía americana en el periodo 1899-1950.

Un planteamiento similar es el realizado por DUNLOP cuando afirma que "la estructura de salarios de un país refleja en alguna medida el curso de su industrialización y de su desarrollo económico. Una tasa de rápida industrialización producirá más amplios diferenciales que una tasa lenta. La secuencia en el desarrollo de las industrias en el proceso de industrialización afectará en algún grado la estructura de los salarios cuando los diferenciales son usados para atraer la fuerza de trabajo a esas industrias des-

---

(4) Véase D.E. CULLEN; "The InterIndustry Wage Structure 1899-1950" American Economic Review nº 46. 1956, pags. 359-362.

de la agricultura o desde otras actividades industriales" (5).

La influencia del grado de concentración o del grado de monopolio en el comportamiento tendencial de la dispersión salarial ha sido justificada según el supuesto de que las industrias con más alto índice de concentración usan parte de su margen monopolista para pagar salarios más elevados. L. WEISS establece dicha hipótesis en los siguientes términos: "La hipótesis del monopolio salarial toma las dos formas siguientes: 1) Que las industrias concentradas pagan rentas más altas para una ocupación dada. 2) Que estas rentas exceden los costes alternativos del trabajo implicado" (6).

En el trabajo empírico realizado con datos de la economía americana, WEISS encuentra una estrecha relación entre los índices de concentración y los niveles salariales medios, aunque una vez que se introducen en el análisis las variables correspondientes a las características de la población, el efecto del grado de concentración sobre los salarios medios se vuelve no significativo. La conclusión de WEISS se reduce por tanto a que las industrias más concentradas coinciden con las de más alto nivel de cualificación de su fuerza de trabajo, lo que es interpretado como una simple mayor capacidad de atracción sobre los trabajadores más capacitados por su cualificación y adiestramiento.

Los factores hasta ahora ennumerados, son explicativos del estado de la dispersión entre los salarios medios de las industrias.

---

(5) Cfr. J.T. DUNLOP: "The Wage Structure: Job Clusters and Wage Contours" En CAMPBELL R. MCCONELL: "Perspectives on Wage Determination". Mc Graw-Hill. New York, 1973. Pags. 197.

(6) Cfr. L. WEISS: "Concentration and Labor Earnings" American Economic Review. Marzo 1966, pag. 114.



La alteración de la incidencia relativa de estos factores en las diferentes industrias pueden provocar cambios en dicho estado que actúan muy lentamente, por lo que han sido considerados habitualmente como factores explicativos del comportamiento tendencial de la estructura salarial interindustrial.

Sin embargo, la estructura salarial puede fluctuar en torno a su nivel de tendencia. Estos cambios de carácter cíclico en la dispersión salarial interindustrial son debidos precisamente a la distinta sensibilidad de los salarios medios de cada industria a las perturbaciones que las fluctuaciones del nivel de actividad provocan sobre la situación del mercado de trabajo.

Existen diversos enfoques teóricos sobre el comportamiento cíclico de la dispersión salarial interindustrial. La mayoría de dichos enfoques se basan en la explicación dada por REDER en su conocido artículo "The Theory Occupational Wage Differentials" (7), según la cual el comportamiento cíclico de dispersión salarial interindustrial sería debida en última instancia a la mayor rigidez de los salarios de aquellas industrias que ocupan los primeros puestos de la jerarquía salarial, generada por la presencia en tales industrias de factores limitativos de la competencia tales como el mayor grado de concentración o la actuación de los sindicatos. Estas industrias se enfrentan a un exceso de oferta de trabajo casi permanente de forma que pueden expansionar su empleo siempre que lo requieran sin necesidad de incurrir en elevaciones de salarios para atraer la mano de obra necesaria. Por el contrario, las industrias situadas en las últimas posiciones de la jerarquía salarial, que fijan sus salarios en condiciones de competencia, solo pueden conseguir incremen-

---

(7) Véase en M.W. REDER: "The Theory Occupational Wage Differentials" American Economic Review nº 45, 1955. Pags. 833-852.

tos en su nivel de empleo ofreciendo salarios más elevados. Así, - si una expansión cíclica de la demanda agregada afectase por igual a la demanda general de todos los sectores, las industrias con salarios medios altos no sufrirían modificaciones en su nivel salarial, mientras que las industrias con salarios bajos se verían obligadas a elevar su nivel salarial para mantener y ampliar su mano de obra empleada. En la fase contractiva del ciclo se registraría un comportamiento inverso, resultando por tanto que la dispersión salarial global entre industrias se amplía en las fases recesivas y por el contrario se reduce en los momentos de expansión.

Esta misma hipótesis ha sido formalizada por M.L. WACHTER en un modelo más desarrollado que el de REDER en su artículo "Cyclical Variation in the InterIndustry Wage Structure" (8). En este artículo WACHTER parte del supuesto de que "las diferencias en cuanto al grado de competitividad en las estructuras de los mercados de productos y de trabajo producen desigualdades salariales para un nivel de cualificación dado" (9). Sin embargo, basándose en la relativa estabilidad de los elementos no competitivos, deduce la inexistencia de cambios significativos en el estado de la dispersión salarial interindustrial causados por este tipo de factores. Este supuesto, que es perfectamente aceptable en periodos cortos de tiempo, es extendido por WACHTER a todo el periodo de postguerra para el caso de la economía americana (10).

(8) M.L. WACHTER: "Cyclical Variation in the InterIndustry Wage Structure" *American Economic Review* nº 60, 1970. Pags 75-84. - Puede verse también un modelo muy parecido en S.A.ROSS y M.L. WACHTER: "Wage Determination, Inflation and the Industrial Wage Structure". *American Economic Review* nº 63, 1973. Pags. 675-692

(9) M.L. WACHTER: "Cyclical Variations in..." *Op.cit.* pag.75.

(10) WACHTER afirma que "los elementos no competitivos son relativamente estables en el corto plazo y han demostrado poca variación en el periodo de postguerra". M.L. WACHTER: "Cyclical Variations in..." *Op.cit.* pag.76.

Dada esa determinación del nivel de dispersión salarial por factores que podrían ser considerados de forma muy general como factores estructurales, WACHTER establece que el tamaño de las desigualdades salariales en la estructura salarial interindustrial es una función del exceso de demanda existente en el mercado de trabajo. Si el tamaño de las desigualdades entre los salarios medios de las industrias es medido a través de su coeficiente de variación  $CV_t$ , dicha hipótesis puede expresarse como

$$CV_t = a_0 + a_1 U_t$$

donde  $a_0$  representa el nivel de dispersión salarial determinado por la presencia de los factores no competitivos, que es considerado como constante, y donde  $U_t$  es el nivel relativo de paro agregado que representa como variable "proxi" el exceso de demanda en el mercado de trabajo.

El fundamento de esta hipótesis se establece en el análisis de las distintas ofertas de trabajo que enfrentan las industrias según su posición en la jerarquía salarial. Así se supone que la oferta de trabajo de la industria  $i$  puede ser la especificada de la siguiente forma:

$$S_{i,t} = f (w_{it} / w_t^+ ; U_t)$$

donde  $w_i$  es el salario pagado por la industria  $i$  y  $w_t^+$  es una variable "proxi" que representa el nivel salarial medio del sistema. WACHTER establece los siguientes supuestos sobre las derivadas parciales de dicha función:

$$1) \frac{\partial S_i}{\partial (w_i/w^+)} > 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial^2 S_i}{\partial (w_i/w^+)^2} > 0, \text{ de forma -}$$

que la cantidad de trabajo ofrecido a una industria "está relacionada positivamente con su salario relativo y que cuanto mayor sea el salario relativo mayor será la elasticidad de la curva de oferta"- (11).

$$2) \frac{\partial S_i}{\partial U} > 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial^2 S_i}{\partial (w_i/w^+) \partial U} < 0, \text{ de ---}$$

forma que la oferta de trabajo para la industria crece al crecer el nivel relativo de paro, pero que dicho efecto será más pequeño cuanto mayor sea el salario relativo.

El supuesto crucial es que las industrias con salarios medios más altos -que son las industrias con estructuras menos competitivas en los mercados de productos y de trabajo- se enfrentan a un exceso de oferta de trabajo relativamente más grande y que por lo tanto se ven menos afectadas por los cambios en el nivel agregado de paro. "Así," -siguiendo las palabras de WACHTER: "cuando aumenta la tensión en el mercado de trabajo las industrias con niveles salariales relativamente bajos registran un descenso en la cantidad de trabajo disponible para ellas. Esto implica no sólo crecientes dificultades para atraer nuevos trabajadores sino también problemas mayores para retener a los trabajadores empleados. El resultado es - que las industrias con salarios bajos intentan mejorar su posición competitiva provocando un estrechamiento de la estructura salarial

---

(11) Cfr. ibidem.

(...). Paralelamente, cuando el desempleo crece, estas industrias encontrarán cada vez más fácil mantener una oferta de trabajo dada, lo que les permite reducir su salario relativo" (12).

Debe subrayarse que los supuestos empleados no niegan que los salarios de las industrias con salarios altos puedan tener también un comportamiento cíclico. Lo que se afirma es simplemente que los salarios de las industrias con salarios más altos fijan sus salarios con un margen más elevado de discrecionalidad, y que por lo tanto su comportamiento cíclico, si existe, es en todo caso menor que el experimentado por las industrias situadas en los escalones inferiores de la jerarquía salarial; es decir, los factores derivados de la estructura de los mercados de productos y de trabajo permiten que los cambios salariales en estas industrias sean relativamente menos cíclicos. El resultado es la existencia de una relación directa entre la dispersión de los salarios medios industriales y el nivel relativo de paro que expresa un comportamiento anticíclico de las desigualdades salariales en la estructura salarial interindustrial.

Sin embargo, hasta aquí en el modelo especificado por WACHTER la estructura salarial está determinada únicamente por factores reales sin que el nivel general de precios influya en su comportamiento. En un mundo con inflación, y donde los cambios en el índice de coste de la vida provocan reacciones diferenciadas, de forma que las velocidades de reacción de los salarios medios ante cambios en el índice de precios al consumo pueden ser muy distintas de unas industrias a otras, hace necesaria la incorporación del nivel precios como variable explicativa de las oscilaciones en el nivel de dispersión salarial interindustrial. En este punto WACHTER incorpora la

---

(12) Cfr. *idem*, pag. 77.

hipótesis de M. BRONFENBRENNER y F. HOLZMAN según la cual las industrias con altos niveles salariales responden más rápidamente a los cambios en el nivel de precios cuando las tasas de inflación son bajas y menos rápidamente cuando las tasas de inflación son altas. Según esta hipótesis, la dispersión salarial dependería del nivel de precios al consumo con una estructura no lineal, correspondiendo ampliaciones en las diferencias salariales a las tasas bajas de inflación, y por el contrario estrechamientos en los abanicos salariales interindustriales a las fuertes tasas de inflación.

Las características de este modelo lo hacen especialmente apropiado para contrastar si el comportamiento de la estructura salarial interindustrial de un determinado país registra movimientos de carácter cíclico en consonancia con la situación de tensión relativa del mercado de trabajo. Por esta razón, el modelo que posteriormente se utiliza en este trabajo para el mercado de trabajo español responde básicamente a los supuestos aquí introducidos. Los comentarios sobre los resultados empíricos obtenidos por WACHTER o por otros autores en otros modelos semejantes, se abordarán por lo tanto en las páginas siguientes (13).

## 2.2. LA INFLUENCIA DE LAS INSTITUCIONES EN EL COMPORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL

Uno de los puntos en los que la controversia entre las corrientes

---

(13) Véase por ejemplo: D. EISEMANN: "Interindustry Wage Changes" Review of Economics and Statistics, Noviembre 1956 nº 38, págs 445-448; P. HADDOY y N.A. TOLLES: "British and American Changes in Interindustry Wage under Full Employment" Review of Economics and Statistics, Noviembre 1957 nº 39, págs 408-414; A.N. THROOP: "The Union-New Union Wage Differential and Cost-Push - Inflation" American Economic Review, Marzo 1968 nº 58. Págs. - .../...

tes institucionalistas y ortodoxas ha sido más dura es precisamente el de la influencia de las instituciones en el comportamiento de la estructura salarial. Ha existido acuerdo entre ambas corrientes en el reconocimiento de que la rigidez observada en las estructuras salariales ha actuado como mecanismo transmisor de los impulsos inflacionistas en el mercado de trabajo. Sin embargo, el desacuerdo ha sido y es radical en el diagnóstico de cuales son las causas generadoras de la rigidez de la estructura salarial. Para los enfoques ortodoxos, las fuerzas de mercado determinan tanto el nivel absoluto de los salarios monetarios como la estructura de los salarios relativos. La falta de flexibilidad de la estructura salarial es atribuida a la información imperfecta y costosa que determina la existencia de situaciones de permanente desequilibrio en el mercado de trabajo. En especial el modelo búsqueda de empleo, dentro del campo más amplio de la nueva microeconomía de la inflación, ha explicado desde una óptica inequívocamente neoclásica el fenómeno de la rigidez salarial en el contexto de mercados de trabajo en desequilibrio, por la existencia de los costes de información. Según este enfoque teórico, ampliamente sistematizado por C. PISSARIDES en "Labor Market Adjustment" (14), las empresas pueden influir sobre su propia oferta de trabajo, debido a las discrepancias en el salario de aceptación entre los trabajadores, de forma que al enfrentar una curva de oferta de trabajo creciente, las empresas pueden ejercer cierto grado de poder monopsonístico en un mercado de trabajo atomístico y

.../...

174-180. L. ULMAN: "Labor Mobility and the Industrial Wage Structure in the Postwar United States" Quarterly Journal of Economic Febrero 1965 nº 79, pags. 73-97; T.P. SCHULTZ: "Secular Equalization and Cyclical Behaviour of Income Distribution". Review of Economics and Statistics, Mayo 1968 nº 50. Pags. 259-67.

(14) C. PISSARIDES: "Labor Market Adjustment" Op.cit.

con información costosa. Sin embargo, la formación de los salarios de aceptación, que difieren a causa de las diferencias de información y de las diferencias en las actitudes hacia el riesgo, dependen de la distribución de salarios existentes en el mercado. La oferta de trabajo para una empresa depende de los salarios pagados por las otras empresas de forma que "no es el nivel absoluto de salarios pagado por cada empresa la principal influencia en la oferta de trabajo, sino el diferencial entre el salario de la empresa y los de las otras empresas del mercado" (15).

Los supuestos de desequilibrio en el mercado de trabajo, introducidos por el carácter descentralizado del mercado que rompen el paradigma del equilibrio walresiano han modificado el pensamiento neoclásico sobre el comportamiento de la estructura salarial en los tres puntos siguientes:

- 1) La persistencia a lo largo del tiempo de diferencias en los salarios de aceptación por la existencia de costes de información y la desigual incidencia de los factores de riesgo justifican una estructura salarial diferenciada que puede mantenerse a lo largo del tiempo, incluso para trabajadores con el mismo nivel de cualificación y adiestramiento y con ventajas no monetarias netas equivalentes.
- 2) En este contexto la política óptima de reclutamiento de las empresas, desde el punto de vista de la economía de los costes de información y ajuste puede venir determinada por el mantenimiento de la posición relativa de su salario ofrecido dentro de la jerarquía salarial existente en el mercado, realizando sus ajustes a través de los requerimientos productivos sobre los trabajadores reclutados.

---

(15) Cfr. PISSARIDES. Idem pag. 24.



- 3) Existen por lo tanto efectos "spillover" que tienden a generalizar a toda la estructura salarial las modificaciones salariales que se produzcan en algunos de los puntos, ya que los niveles salariales de las otras empresas juegan el papel de cambiar los parámetros de la oferta de trabajo para una empresa particular. Según PISSARIDES "esto suministra un eslabón entre las tasas de salarios de las diferentes empresas, un cambio de los salarios de las otras empresas conducirá a un cambio de la oferta de trabajo para la empresa, y a través de ello a un cambio de su salario. Así una elevación en el salario de alguna empresa conduce a una caída en la oferta de trabajo para las otras empresas, y por lo tanto a una elevación de sus salarios" (16).

Esta reformulación de la teoría del mercado de trabajo, supone un notable acercamiento de las posiciones ortodoxas a los condicionamientos reales del funcionamiento de dicho mercado. El análisis de la estructura salarial en términos de desequilibrio introduce importantes elementos explicativos sobre la rigidez observada en muchos países de la estructura salarial; sin embargo, hay que destacar que dicha rigidez es en todo caso interpretada como el resultado de la acción de las fuerzas de mercado, e incluso como resultado de una conducta optimizadora por parte de los agentes del mercado en un contexto atomístico y sin información perfecta.

Por el contrario, los partidarios de los enfoques institucionalistas han puesto un énfasis especial en el carácter rígido de la estructura salarial como resultado de fuerzas, acciones o conductas cuyo análisis escapa a la estricta racionalidad económica supuesta en los modelos de la teoría económica, e incluso como la

---

(16) Cfr. PISSARIDES. Idem, pag. 74.

prueba empírica, a su juicio más concluyente, del predominio de los factores institucionales en la determinación de los salarios. Desde el punto de vista institucionalista, la rigidez de la estructura salarial es debida a que el nivel salarial de cualquier sector es determinado por las comparaciones que todos los participantes en el mercado de trabajo del sector realizan con un conjunto de salarios de otros sectores institucionalmente determinado. Así, los cambios en los salarios monetarios son transmitidos y generalizados en el mercado a través de un mecanismo "spillover" de carácter institucional y no por las fuerzas del mercado. La literatura de carácter institucionalista ha sido prolija en la formulación de hipótesis sobre la generación y funcionamiento de estos efectos "spillover" de carácter institucional. Procederemos a una revisión sintética de las mismas.

DUNLOP formuló la hipótesis del "contorno salarial" según la cual un conjunto de empleos u ocupaciones desempeñan la función de ser el punto de referencia generalizado en la determinación de los salarios. Dichos "empleos clave" forman la matriz de la estructura salarial denominada por DUNLOP como "contorno salarial" y sus movimientos son seguidos por el resto de los salarios del sistema que se encuentran estrechamente vinculados al contorno salarial por un complicado conjunto de normas institucionales, pactos tácitos o expresos, costumbres, etc. Siguiendo esta primitiva versión, se han desarrollado diversas versiones de hipótesis de liderazgo salarial que aceptando el mecanismo transmisor de DUNLOP pretenden determinar en función de algún conjunto de variables observables los salarios que forman esa matriz básica de la estructura salarial. La hipótesis de liderazgo salarial se ha formulado con frecuencia en términos de la selección apriorística de un conjunto de salarios,

que por su importancia en el entramado institucional de la negociación colectiva, actúan como punto de referencia en la fijación de los salarios de toda la economía. SNODGRASS introdujo el término de "convenios modelo" para designar aquellos convenios que por su significación y difusión en el conjunto del mercado desempeñan una función preeminente en la determinación de los salarios en las restantes empresas y sectores. Según esta versión de la hipótesis de liderazgo salarial, la tasa de variación de los salarios a nivel agregado queda determinada en las negociaciones de los "convenios modelo", manteniendo el resto de los salarios su posición relativa en la estructura salarial con respecto a dichos puntos de referencia (17). Un planteamiento similar fue más popularizado por A.M. ROSS en "The External Wage Structure" (18). Un intento de dinamizar este enfoque es el representado por la hipótesis de la "ronda de negociaciones salariales", según la cual los efectos "spillover" no pueden ser analizados en cualquier periodo de tiempo, sino que solo adquieren significación en los periodos de tiempo determinados por los calendarios de la negociación colectiva. Los trabajos de LEVINSON (19), MAHER (20), ECKSTEIN y WILSON (21) han desarrollado en

---

(17) Véase D.R. SNODGRASS: "Wage Changes in 24 Manufacturing Industries 1948-1959. A Comparative Analysis". Yale Economic Essays nº 3, 1963. Pags. 177-221.

(18) A.M. ROSS: "The External Wage Structure"; en G.N. TAYLOR y F.C. PERSON (eds): "New Concepts in Wage Determination" McGraw-Hill New York, 1957. Pags. 173-205.

(19) H.M. LEVINSON: "Pattern Bargaining: A Case Study of the Automobile Workers". Quarterly Journal of Economics nº 74, 1960. Pags. 296-317 y "Collective Bargaining in the Steel Industry: Pattern Setter a Pattern Follower?". Institute of Industrial Relations. University of Michigan, 1962.

(20) J.E. MAHER: "Wages Pattern in the United States 1946-1957". Industrial and Labor Relations Review, nº 43, 1961. Pags. 277-282

pliamente esta hipótesis.

Otros trabajos han tratado de determinar la relación de liderazgo como resultante de algunas características económicas de los sectores o empresas líderes. La hipótesis del liderazgo en el aumento de la productividad establece que la tasa de crecimiento de los salarios monetarios viene determinada por la tasa de crecimiento de la productividad real del trabajo en los sectores más productivos.- Los artículos de TURNER y JACKSON presentan una formalización rigurosa y contrastaciones empíricas acerca de esta hipótesis (22). En la misma línea se encuentra el modelo desarrollado por los economistas suecos EDGREN, FAXEN y ODHER. En este caso la hipótesis de liderazgo salarial basado en el crecimiento de la productividad es sustituida por una hipótesis de carácter estructural más general, - al identificar los sectores más productivos con los que al ser más competitivos se encuentran más vinculados al sector exterior (23).-

---

.../...

- (21) O. ECKSTEIN y T.A. WILSON: "The Determination of Money Wages in American Industry". Quarterly Journal of Economics nº 76 - 1976. Pags. 379-414.
- (22) Véase M.A. TURNER y D. JACKSON: "On the Stability on Wage on - Wage Differentials and Producting Based Wage Policies; An International Analysis". British Journal of Industrial Relations nº 7, 1969. Pags. 3-10, y "On the Determination of the General Wage Level. A World Analysis: On Unlimited Labor Forever". Economic Journal nº 80, 1970. Pags. 827-849.
- (23) Véase G. EDGREN, K. FAXEN y C. ODHER: "Wages, Growth and the Distribution of Income" Swedish Journal of Economics. Vol. 71, - 1969, pags. 133-160; y "Wage Formation and the Economy". Ed. - George Allen and Unwin. Londres, 1975. El objetivo del modelo en este caso es más ambicioso pues pretende establecer, dados los efectos spillover desde el sector competitivo al sector protegido, cuál es la pauta de revisión salarial del Pacto Social Sueco compatible con la posición competitiva de la economía sueca en el comercio internacional.

Otros enfoques institucionalistas han restado importancia al fenómeno del liderazgo para centrar sus hipótesis en los mecanismos por los que cualquier cambio sustancial en la estructura salarial provoca un conjunto de reacciones en cadena que tiende a recuperar la distribución salarial de partida. Así, se ha escrito sobre el agravio comparativo (24) y sobre el efecto moral (25), como explicaciones de la conducta de trabajadores y de empresarios, de aceptar como pauta de la negociación y fijación de los salarios el mantenimiento de la posición relativa ocupada en la jerarquía de salarios. Sin embargo, han alcanzado un mayor grado de aceptación aquellas formulaciones que atribuyen a la acción de los sindicatos el papel fundamental en la transmisión de los efectos "spillover" de carácter institucional. ROSS atribuye esta práctica del sindicato al carácter político de los procesos de toma de decisiones en el interior del mismo, de forma que el respaldo de los líderes sindicales depende en muy buena medida del mantenimiento de la posición relativa de cada colectivo laboral dentro de la escala salarial existente (26). Otros autores han tratado de generalizar la influen-

---

(24) Véase por ejemplo N.G. RUNCIMAN: "Relative Deprivation and Social Justice". Ed. Pion Ltd. and Regan Paul, Londres 1966; y J.L. BAXTER: "Inflation in the Context of Relative Deprivation Hypothesis of Wage Inflation". Scottish Journal of Political Economy nº 20, 1973, págs. 262-282. Y como réplica J. BURTON: "A critique of the Relative Deprivation Hypothesis of Wage Inflation". Scottish Journal of Political Economy, nº 24, 1977. Págs. 67-76.

(25) Véase por ejemplo S. BEHMAN: "Labor Mobility, Increasing Labor Demand, and Money Rate Increase in United States Manufacturing" Review of Economic Studies nº 31, 1964. Págs. 253-266; y D. RIPPET: "Wages, Prices and Imports in the American Steel Industry" Review of Economics and Statistics nº 52, 1970. págs. 34-46.

(26) Véase A.M. ROSS: "Trade Union Wage Policy" University of California Press. Berkeley, 1948.

cia del sindicato en la transmisión de los efectos "spillover" tanto al sector sindicalizado como al sector no sindicalizado, postulando un efecto amenaza según el cual los empresarios del sector no sindicalizado están dispuestos a seguir la pauta salarial del sector sindicalizado con tal de mantener las otras ventajas derivadas de la no sindicación de su fuerza de trabajo (27).

Estos planteamientos institucionalistas han encontrado grandes dificultades a la hora de dar contenido empírico a las hipótesis formuladas, pues la mayoría de las pruebas realizadas descansan sobre una definición apriorística de cuáles son los salarios que juegan un papel determinante en una estructura salarial que se mueve con bastante simultaneidad.

Por otro lado, ninguna de las hipótesis ennumeradas en esta breve síntesis llega a poner en tela de juicio la existencia de un posible comportamiento cíclico de la estructura salarial, pues aun en el caso de que la determinación de la estructura salarial se realice por procedimientos fundamentalmente institucionales, ésta se verá afectada por la situación coyuntural de la economía que condiciona tanto el marco de actuación de las instituciones como la velocidad e intensidad de la transmisión de los efectos "spillover".

Este aspecto ha sido abordado al menos, en el análisis de dos instituciones básicas del mercado de trabajo: la contratación colectiva y el sindicato.

- a) Respecto a la primera de estas instituciones parece existir un acuerdo bastante amplio en torno a la teoría de la

---

(27) Véase por ejemplo S. ROSEN: "Trade Union Power, Threat Effects and the Extend of Organization" Review of Economic Studies nº 36, 1969. Págs. 185-196.

ventaja comparativa de HOLT, que establece que el poder de negociación colectiva es relativamente mayor en las fases de depresión y alto nivel de paro que en las fases de auge y proximidad al pleno empleo. El análisis de HOLT se basa en una comparación del poder de negociación colectiva frente al poder de la negociación individual. El primero de ellos se analiza en función de la fuerza de la amenaza de huelga, mientras que el segundo en función de la fuerza de la amenaza de abandono. HOLT establece que ambos poderes -el de negociación individual y el de negociación colectiva- son decrecientes en relación al nivel relativo de paro, pero, además afirma que existe algún nivel de paro -por debajo del cual la amenaza de abandono es más potente que la amenaza de huelga, y por lo tanto el poder individual de la negociación individual es superior al poder de la negociación colectiva (28). Puede, sin embargo, aceptarse tal hipótesis sin necesidad de incurrir en supuestos tan restrictivos, pues basta con la afirmación de que el poder relativo de la negociación colectiva frente a la negociación individual disminuye cuando aumenta el nivel de empleo o simplemente que es menor en las zonas de proximidad al pleno empleo. De esta forma los salarios del sector de la economía regida por convenios colectivos mantendrán

---

(28) Véase C.C. HOLT: "Job Search, Phillips Wage Relation and Union Influence, Theory and Evidence"; en E.S. PHELPS ed: "Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory" New York - 1970. El propio HOLT reconoce que desde un punto de vista teórico no existe fundamento alguno para la comparabilidad de ambos poderes de negociación. Se trata de una pura hipótesis "ad hoc" que él considera refrendada por los datos empíricos referentes al comportamiento cíclico de las diferencias salariales entre el sector sindicalizado y el sector no sindicalizado.

diferencias más acentuadas con los sectores con débil implantación de la negociación colectiva en épocas de alto nivel de desempleo, mientras que dichas diferencias tenderán a atenuarse en las fases cercanas al pleno empleo. En consecuencia, la relación de fuerzas entre la negociación colectiva y la negociación individual se ve afectada por oscilaciones cíclicas que contribuyen al comportamiento anticíclico de las diferencias salariales intersectoriales.

- b) La incidencia de los sindicatos sobre la estructura salarial horizontal ha recibido un tratamiento mucho más exhaustivo. Sin embargo, también existe un alto grado de acuerdo sobre la evolución de dicha incidencia en las oscilaciones de carácter cíclico. En general, se acepta que la incidencia salarial de los sindicatos es relativamente más significativa en épocas de recesión que en épocas de auge (29), de forma que el comportamiento de las diferencias salariales entre el sector sindicalizado y el sector no sindicalizado tienden a acentuarse en las épocas de recesión. La intensidad del efecto amenaza se debilita en situaciones de nivel alto de paro, de forma que la acción del sindicato queda más restringida, provocándose mayor dispersión salarial en esa fase del ciclo.

Podemos pues concluir que tanto los institucionalistas como los teóricos puros, desde el carácter predominante otorgado a las

---

(29) C. MULVEY expresa esta concepción con las siguientes palabras: "Los sindicatos resisten poderosamente la reducción de salarios cuando la demanda desciende, mientras que cuando la demanda aumenta tienden a dividir los incrementos más igualitariamente entre incrementos salariales e incrementos del empleo" - C. MULVEY; "The Economic Analysis of Trade Unions" Martin Robertson Oxford, 1978, pag. 35.



fuerzas institucionales o sociológicas, o desde el reconocimiento de las imperfecciones del mercado, han desarrollado formulaciones - capaces de explicar una cierta tendencia a la rigidez de la estructura salarial, que sin embargo no excluye la posible existencia de fluctuaciones de carácter cíclico. Las profundas diferencias que - subsisten son de orden metodológico. Mientras los partidarios de la nueva microeconomía de la inflación incorporan la pérdida de la flexibilidad de la estructura salarial desde las premisas de la corriente neoclásica de pensamiento económico, haciendo de los postulados de la elección racional la piedra angular de todos los modelos, el análisis institucionalista explica dicho comportamiento con un conjunto de proposiciones referidas a la influencia de fuerzas sociológicas institucionales o políticas. Aunque el análisis ortodoxo presenta ventajas respecto a su nivel de formalización y a una capacidad predictiva superior, es necesario subrayar que se ha limitado, hasta ahora, al examen de una única clase de posible proceso de ajuste salarial en un mundo de información imperfecta, ignorando un conjunto de posibles efectos spillover que han sido tratados con mayor extensión y profundidad por los institucionalistas. A.A. ALCHIAN subrayaba hace tiempo que la conducta imitativa como la implicada por los efectos spillover introducidos por los institucionalistas podría llegar a ser comprensible en un mundo basado en los supuestos de información imperfecta e incertidumbre (30). Sin embargo, no parece que la respuesta dada por la nueva microeconomía de la inflación, basada en el modelo búsqueda de empleo, que trata de incorporar dichos supuestos, pueda ser considerada como una respuesta teórica suficientemente general al problema de la determinación salarial en ese contexto.

---

(30) Véase A.A. ALCHIAN: "Uncertainty, Evolution and Economic Theory" Journal of Political Economy nº 58, 1950. Págs. 211-221.

### 2.3. LOS METODOS EMPIRICOS PARA EL ANALISIS DE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL

Una vez realizada una revisión del panorama teórico en el que se vá a mover el presente trabajo sobre el comportamiento de la estructura interindustrial española en el periodo 1963-1975, interesa realizar un conjunto de precisiones que delimiten con mayor claridad el objetivo del trabajo empirico.

- 1) Tomamos como punto de partida la existencia de una amplia convergencia de los enfoques teóricos y en la evidencia empírica disponible sobre la existencia de un comportamiento anticíclico de la estructura salarial como resultado de la acción de las fuerzas del mercado, en aquellas economías cuyos mercados de trabajo están institucionalmente organizados sobre la base de la contratación colectiva y la libre actuación de los sindicatos.
- 2) Existe igualmente un amplio reconocimiento de que dicha configuración institucional se manifiesta en una rigidez de la estructura salarial, que a pesar de sufrir oscilaciones cíclicas, no sufre modificaciones sustanciales a lo largo del tiempo en el estado de la distribución de los salarios medios.
- 3) El análisis del marco institucional del mercado de trabajo español durante el periodo considerado refleja una configuración claramente diferenciada respecto a la supuesta en los modelos teóricos tanto ortodoxos como institucionalistas.
- 4) Los factores diferenciales del marco institucional referi-

de fundamentalmente al carácter desvirtuado de la contratación colectiva, a la inexistencia de sindicatos libres, a las restricciones legales al despido y a la importancia de los componentes variables de la retribución salarial implican el predominio de un sistema de ajuste en el mercado de trabajo al que corresponde una estructura salarial relativamente flexible.

En este marco el aspecto empírico que requiere esclarecimiento es si la estructura salarial española, y en el tema concreto de este capítulo, si la estructura salarial por ramas de actividad, se ha comportado efectivamente de una manera flexible y si ha sido sensible o no a la situación de tensión relativa del mercado de trabajo. Formulado en otros términos, se trata de comprobar si la estructura salarial española por ramas de actividad ha respondido a las pulsaciones de las fuerzas del mercado, o si por el contrario ha seguido una evolución considerablemente autónoma como consecuencia de las restricciones institucionales enunciadas.

El camino más fructífero para ello puede ser la contrastación de la hipótesis sobre el comportamiento anticíclico de la estructura salarial con los datos del mercado de trabajo español. No se pretende realizar con ello una prueba empírica que permita discriminar sobre la relativa validez de las hipótesis ortodoxas, y de las hipótesis institucionalistas en la explicación del comportamiento salarial español. El objetivo es más limitado. Reconociendo el papel decisivo desempeñado por el marco institucional en el atípico desenvolvimiento de la estructura salarial española, se trata simplemente de saber si dicho comportamiento ha guardado relación o no con las fuerzas económicas del mercado.

El objetivo principal de este apartado es la reflexión y la decisión sobre los métodos empíricos apropiados para la contrastación de la hipótesis sobre el comportamiento anticíclico de la estructura salarial española. El estudio del comportamiento de la estructura salarial interindustrial ha sido tratado en la literatura empírica sobre el tema con metodologías muy variadas. Sin entrar en una revisión exhaustiva de las mismas, si es conveniente reseñar al menos que se han juzgado con mayor capacidad explicativa - pues la orientación definitiva del trabajo empírico ha surgido de la consideración de estas diversas alternativas.

El primer tipo de trabajos lo constituyen aquellos que se han orientado a la estimación de modelos explicativos del comportamiento de los salarios medios correspondientes a los distintos sectores industriales o ramas de actividad. Las deducciones sobre el comportamiento de la estructura salarial se realizan, en este marco, a través de la comparación de los parámetros estimados para el comportamiento de cada uno de los salarios medios sectoriales o de rama de actividad. Esta forma de trabajo empírico está repleta de dificultades. Las dificultades teóricas, estadísticas y econométricas de la estimación de los modelos uniecuacionales, en los que el salario medio agregado a su tasa de variación es la variable dependiente, se ven considerablemente aumentadas cuando se adopta una perspectiva desagregada (31). Y ello porque la especificación de un modelo desagregado se complica tanto por la necesidad de incluir variables sectoriales como por la inexistencia de apoya

---

(31) En el trabajo de ANA SANCHEZ: "Relaciones econométricas sobre precios y salarios en la economía española" (Serie de Estudios Económicos del Banco de España nº 8, Madrid 1977), se puede encontrar una excelente síntesis de las dificultades que se presentan en las estimaciones agregadas tanto en su vertiente general como en su aplicación a los datos de la economía española.

turas teóricas suficientes sobre las que fundamentar su estructura. Su aplicación al caso español encuentra la dificultad adicional - derivada de la inexistencia de series temporales de carácter sectorial suficientemente fiables y con la garantía de la homogeneidad - mínima exigible sobre muchas de las variables que a priori pudieran ser significativas en el análisis desagregado.

Por otra parte la posibilidad de realizar las oportunas comparaciones con los parámetros estimados en cada sector, está fuertemente condicionada por el hecho no garantizado "a priori" de que las estructuras de los modelos estimados para cada sector sea sustancialmente idéntica.

Aunque esta línea de trabajo empírico pueda ser útil para el conocimiento del comportamiento de los salarios medios sectoriales, no parece que sea la más adecuada para el análisis de la problemática específica de la estructura salarial ni, dentro de ella, de las hipótesis que en este trabajo se pretenden contrastar.

J. PARICIO TORREGROSA en su tesis doctoral (32) ha tratado de aplicar el modelo de los salarios industriales de SALTER (33) a los datos de la economía española referentes al mismo periodo de tiempo seleccionado en este trabajo. En ese estudio, se pueden comprobar las dificultades y limitaciones que aquí se han referido. No es posible aceptar la validez de los resultados que en el mismo se han alcanzado por sus fuertes limitaciones econométricas derivadas en

---

(32) Véase J. PARICIO TORREGROSA: "Factores determinantes de los salarios industriales: Aplicación al caso español 1963-1975". Tesis doctoral. Universidad de Valencia 1979.

(33) Véase W.E.G. SALTER: "Productivity and Technical Change". Cambridge University Press. Cambridge 1966.

buena medida de la utilización de series anuales, restricción impuesta por la dificultad de encontrar información sectorial con una periodificación inferior. Sin embargo, dicho trabajo se encuentra en la actualidad en proceso de reformulación tanto en lo que se refiere a su trimestralización como a la mejora de las técnicas econométricas empleadas.

En un segundo grupo se pueden incluir los trabajos que han aplicado el análisis cross-section a los salarios medios industriales o de rama de actividad. En estos estudios se han utilizado conjuntos de variables explicativas muy diversos: desde aquellos referidos a las características de la población empleada en cada sector, hasta los referidos a las características estructurales, productivas, de mercado, etc. Este tipo de trabajos, que han sido profusamente realizados en el marco de la polémica sobre la validez de la teoría del capital humano para explicar las diferencias salariales, tienen un carácter fundamentalmente estático, y aunque puedan resultar útiles para la identificación de los factores configuradores de la estructura salarial, no son por el contrario apropiados para contrastar la relativa sensibilidad de dicha estructura a las condiciones cambiantes del marco de trabajo (34). Además, la larga historia de los estudios de tipo cross-section, en el mercado de trabajo refleja la enorme dificultad para llegar con esta metodología a resultados concluyentes sobre la explicación del comportamiento de la estructura salarial. Como tendremos ocasión de comprobar en el capítulo siguiente, los "tests de crucialidad" que se han diseñado para discriminar a favor o en contra de las hipótesis del capital humano, no parece que hayan alcanzado en ningún caso evidencia empí-

---

(34) En la actualidad ALBERTO MEIXIDE, profesor de la Universidad de Santiago de Compostela, se encuentra trabajando en la aplicación de las técnicas cross-section a los datos de los salarios industriales de la economía española.

rica suficiente que permita definitivamente aceptar una hipótesis y rechazar simultáneamente la hipótesis alternativa.

El último tipo de trabajos lo constituyen aquellos en los que se pretende modelizar el comportamiento dinámico de la estructura salarial interindustrial. En este caso se trata de la estimación de modelos uniecuacionales, en los que la variable dependiente en alguna medida de la dispersión salarial interindustrial. En tales modelos la estructura salarial es considerada como una variable agregada, permitiendo que el análisis pueda prescindir de aquellos factores de diferenciación sectorial que no experimenten fuertes modificaciones en el tiempo. Con este enfoque se reducen al mínimo posible los fuertes problemas de información estadística, y en principio se puede obtener una contrastación directa de la influencia de la situación de tensión relativa del mercado de trabajo en el comportamiento de la dispersión salarial interindustrial.

Ambas razones han impulsado a optar por la modelización del comportamiento de la dispersión salarial interindustrial como el método empírico más adecuado para la contrastación de la hipótesis sobre el carácter anticíclico de las oscilaciones de la estructura salarial interindustrial en el caso del mercado de trabajo español. Las dificultades y limitaciones de esta orientación en el trabajo empírico van a ser ampliamente expuestas a lo largo de todo este estudio.

### 3. ANALISIS DEL COMPORTAMIENTO CICLICO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL INDUSTRIAL ESPAÑOLA

#### 3.1. LA UTILIZACION DE LA ECONOMETRIA EN LA MODELIZACION DEL COMPORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL

A la hora de modelizar un comportamiento económico, el investigador que trabaja en el campo de la economía aplicada se enfrenta a la situación de rápido progreso que en los últimos años se está produciendo en el terreno de la economía cuantitativa, que pone en tela de juicio muchas de las técnicas que hasta ahora se han utilizado con profusión. En la elección del método estadístico-económico adecuado intervienen diversos elementos. En primer lugar la elección está condicionada por la finalidad del trabajo empírico, pues el instrumento analítico más adecuado puede no ser el mismo, por ejemplo, para la realización de predicciones que para la contrastación de hipótesis teóricas. Es necesario considerar también la relación entre los medios humanos y materiales de que se dispone, y la importancia de las mejoras obtenidas por el empleo de técnicas más sofisticadas. Igualmente influyen la forma, abundancia y fiabilidad de las fuentes estadísticas disponibles. Por ello parece imprescindible dedicar algunos párrafos para explicar la decisión de utilizar las técnicas de estimación econométricas para la modelización de la estructura salarial. Probablemente la estimación de un modelo econométrico uniecuacional, en el que la dispersión salarial sea la variable dependiente, no sea la mejor de las alternativas posibles, pero al ser este trabajo el primer intento de elaborar algún modelo explicativo del comportamiento de la estructura salarial española, ha parecido conveniente iniciar tal tarea por los métodos más convencionales y



más experimentados en este campo. Con ello no se excluye, ni mucho menos, la posibilidad de que los resultados así obtenidos puedan ser posteriormente mejorados o modificados por la estimación de un modelo de transferencia con un solo output.

Las razones de esta opción podrían sintetizarse en los siguientes puntos:

- 1) El interés del trabajo se cifra en la obtención de evidencia empírica sobre la sensibilidad de la estructura salarial española a la situación de tensión relativa del mercado de trabajo. Por lo tanto los modelos econométricos, que se inspiran en la teoría económica y que tienen una estructura causal, parecen en principio adecuados al objetivo perseguido.
- 2) A pesar de las críticas que los partidarios del Análisis de Series Temporales han dirigido hacia muchas de las aplicaciones del análisis econométrico, existe una coincidencia generalizada respecto a la validez de las técnicas econométricas, cuando son utilizadas con rigor "como instrumento adecuado para la modelización de un sistema económico" (35). Seleccionamos como ilustrativo de esta línea de pensamiento el siguiente párrafo de A. ESPASA: "Tenemos pues que en el campo de la economía cuantitativa tanto las aplicaciones, digamos, econométricas, como las de series temporales han mostrado sesgos o lagunas importantes. Pero en uno y otro campo estos defectos se han dado en las aplicaciones y no se trata de limitaciones innatas en sus enfoques teóricos. Enfoques que, por otra parte, no son di-

---

(35) A.ESPASA: "El paro registrado no agrícola 1964-1976; Un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas" Banco de España. Serie de Estudios Económicos, nº 15. Pag. 7.

vergentes sino convergentes. Así, desde el campo econométrico, ZELLNER (36), en su estrategia SEMTSA (modelos econométricos estructurales y análisis de series temporales) intenta incorporar el contraste de compatibilidad de un modelo simultáneo estructural con el correspondiente modelo multivariante de series temporales. Desde el campo de series temporales, TIAO y BOX concluyen su trabajo diciendo: "La conclusión inmediata parece ser la de que los enfoques econométrico y de series temporales son complementarios. El enfoque de series temporales puede indicar estructuras dinámicas inherentes en los datos que directa o indirectamente deben ser susceptibles de una explicación por teoría económica válida (37)" (38).

- 3) La ventaja relativa de los métodos de análisis de series temporales se encuentra sobre todo en el campo de la predicción. El objetivo de este trabajo no es la predicción del comportamiento futuro de la estructura salarial española sino disponer de estimaciones sobre determinados parámetros que permitan conocer cuál ha sido en un periodo pasado la relación entre la estructura salarial y las fuerzas del mercado de trabajo. Y para ello la utilización de las técnicas econométricas pueden producir resultados suficientes

---

(36) A. ZELLNER: "Statistical Analysis of Econometric Models". Journal of the American Statistical Association, Septiembre v. 74, nº 367, 1979.

(37) G.C. TIAO y G.E.P. BOX: "An Introduction to applied Multiple - Time Series Analysis" Technical Report nº 582. Universidad de Wisconsin, 1979.

(38) A. ESPASA: "Análisis de series temporales: Teoría y práctica" Apuntes para el curso de predicción monetaria organizado por el Centro de Formación del Banco de España. Fotocopiado, pags. 43-44. 1981.

temente satisfactorios.

- 4) Por último, también se ha tenido en cuenta el hecho de que la inmensa mayoría de los trabajos empíricos sobre estructura salarial con datos de otros mercados de trabajo, en los casos en que se ha superado el nivel puramente descriptivo y el simple análisis de correlación, han utilizado de forma generalizada la estimación de modelos econométricos. Para el objetivo de este trabajo resulta importante disponer de evidencia sobre el comportamiento observado en otros países, y dicha evidencia se encuentra disponible en términos de parámetros estimados en el marco de modelos econométricos. Las aplicaciones del análisis de series temporales al campo de la economía laboral son escasísimas y referidas al análisis de alguna cuestión muy específica - (39).

Estas razones han parecido suficientes para optar, en una primera aproximación rigurosa al tema, por la aplicación de las técnicas econométricas como método empírico adecuado para la contrastación de la hipótesis sobre el carácter anticíclico de las oscilaciones de la estructura salarial interindustrial en el mercado de trabajo español. Sin embargo no se puede olvidar que la materia prima de este trabajo empírico lo constituyen datos en forma de serie temporal, y donde por lo tanto existe una fuerte dependencia temporal entre las observaciones de manera que la influencia de una variable sobre otra no es instantánea, sino que se distribuye a lo largo de un cierto periodo de tiempo.

---

(39) Véase J. ALTONJI y O. ASHENFELTER: "Wage Movements and the Labor Market Equilibrium Hypothesis" Economica, Vol 47, 1980. — Pags. 217-245.

Este carácter esencialmente dinámico de las relaciones económicas introduce el elemento más complejo en el trabajo econométrico.

A. ESPASA en el estudio anteriormente citado expresa dicho problema con las siguientes palabras: "Esta estructura dinámica de las relaciones econométricas, tanto en su parte estructural como residual, hace que la especificación y estimación de los mismos sea una labor larga y costosa y bajo constante revisión. (...) Debido a la dificultad del tema, se ha descuidado enormemente la especificación dinámica de los mismos, tendiendo a proponer modelos estáticos o con unas características dinámicas muy simples, y que muy pronto han - mostrado que contenían sesgos importantes" (40).

Por otro lado la relativa pobreza de las deducciones de la teoría económica en el campo de la estructura salarial y la ausencia de información suficiente sobre el comportamiento de variables que "apriori" pudieran ser significativas, aumentan las dificultades - del trabajo econométrico en este campo.

Por todo ello parece necesario la aplicación de los métodos econométricos con un conjunto de garantías que tratan de reducir al mínimo posible los riesgos de dar por buena una relación puramente espórea, o conteniendo tales sesgos que los inutilicen para cualquier trabajo con los parámetros estimados. En las estimaciones econométricas que se han realizado en este trabajo se han adoptado las siguientes precauciones:

- 1) A partir de la especificación posible del modelo, dadas - las deducciones procedentes de la teoría económica y las - restricciones impuestas por los datos disponibles, se ha - realizado una amplia experimentación sobre las posibles es

---

(40) A. ESPASA: "Análisis de series temporales: Teoría y práctica" Op.cit. pag. 42.

estructuras funcionales del modelo, tanto en lo que se refiere a la inclusión de variables significativas como a su posible especificación dinámica. En ningún caso dicha experimentación puede ser exhaustiva, sino que se orienta por el criterio de seleccionar aquellas ecuaciones que desde un punto de vista teórico pueden tener un cierto fundamento racional y que desde un punto de vista práctico su estimación es factible con un esfuerzo proporcionado a los resultados que se pueden obtener.

- 2) Una vez que se ha agotado la vía de las sucesivas reformulaciones de la estructura de la ecuación se ha realizado un estudio detenido sobre el comportamiento de los residuos de la regresión con el objetivo de comprobar que responden a los supuestos del modelo econométrico, según el cual el componente residual se ajusta a las características de los procesos ruido blanco. Para ello no basta con el resultado del test de DURBIN-WATSON, que se refiere exclusivamente a la posible autocorrelación serial de primer orden. Es necesario comprobar que la serie residual responde a un proceso estacionario de media nula y varianza constante, donde ninguno de los coeficientes de autocorrelación son significativamente distintos de cero, y donde la covarianza entre los coeficientes de autocorrelación tampoco sea significativamente distinta de cero.

La autocorrelación en la serie de residuos es ignorada, desgraciadamente, en muchos trabajos econométricos, y sin embargo se trata de un hecho singularmente grave, pues como se ha dicho, cuando existe autocorrelación serial — "los estimadores son deficientes, lo cual implica que variables aparentemente significativas dejan de serlo cuando la

autocorrelación se corrige" (41).

Aunque tendremos que volver a insistir sobre estos problemas, cuando tratemos de la especificación de los modelos y la interpretación de los resultados tanto en este capítulo como en el siguiente, baste con subrayar aquí la importancia que se concede, una vez que se ha optado por la utilización de la econometría, al análisis de los residuos de las regresiones realizadas. A esa tarea se le ha dedicado un amplio esfuerzo, que se reflejará en las páginas siguientes, en la elaboración de las funciones de autocorrelación de las series residuales de aquellas ecuaciones estimadas que han superado los tests convencionales de la econometría.

### 3.2. LA ESPECIFICACION DEL MODELO ECONOMETRICO

Para la contrastación empírica de la hipótesis sobre el comportamiento anticíclico de los diferenciales salariales interindustriales utilizaremos un modelo econométrico uniecuacional de características básicas similares al aplicado por WACHTER a los datos anuales de la economía norteamericana para el período 1947-1967. Como se ha expuesto en páginas anteriores, en dicho modelo la explicación del nivel de dispersión de los salarios medios industriales se realiza según una ecuación en la que las variables independientes son el nivel relativo de paro y la tasa de variación de los precios. Dado que las hipótesis utilizadas para la derivación de un modelo de esas características no permiten una especificación de la estructura ecuacional desde las predicciones de la teoría económica, el ca-

(41) Cfr. A. SANCHEZ: "Relaciones econométricas sobre precios y salarios en la economía española". *Op.cit.* Un tratamiento más sistemático y riguroso de este tema puede encontrarse en A. ESPASA: "Notas sobre la correlación serial en modelos econométricos uniecuacionales" *Anales de Economía*. Enero-Marzo 1973. Pag. 95-115.

rácter lineal de la estructura básica del modelo tiene un carácter aproximativo. A partir de esta aproximación, WACHTER realiza las siguientes modificaciones: el nivel relativo de paro es introducido en forma inversa según el supuesto de que a partir de una cierta cota del nivel de paro la dispersión salarial es menos sensible a los cambios en la situación de tensión relativa del mercado de trabajo. El cambio de  $U$  por  $U^{-1}$  puede reflejar el hecho de que la sensibilidad de la estructura salarial con respecto al nivel relativo de paro es decreciente cuando el paro aumenta (42).

La hipótesis de BRONFENBRENNER y HOLZMAN se incorpora mediante una relación cuadrática entre la tasa de variación de los precios y la dispersión salarial interindustrial. De esta forma la influencia del comportamiento diferenciado de los sectores en cuanto a sus respectivas velocidades de reacción ante las variaciones en el nivel de precios puede quedar recogida mediante una relación no lineal que permita establecer influencias de signo contrario para tasas de inflación diferentes.

Aunque el marco de las hipótesis teóricas no permiten ningún tipo de especificación dinámica "a priori", WACHTER asume la existencia de retrasos en el ajuste del coeficiente de variación de los salarios medios industriales frente a los cambios de las variables independientes. A su juicio existen tres razones principales que permiten suponer tales retrasos: "Primera: existen retrasos institucionales provocados por los calendarios de la negociación colectiva. Segunda: existen costes económicos asociados con los

---

(42) WACHTER justifica dicho supuesto con las siguientes palabras: "Esto puede ser debido a una caída del poder de mercado o del poder sindical durante los periodos de alto desempleo" (Cfr. WACHTER, *op.cit.* pag. 80). Sin embargo sus resultados empíricos no parecen verse alterados por la forma específica con la que se introduce la variable nivel relativo de paro.

cambios amplios y frecuentes en los salarios relativos. (...). Tercero: existen rigideces a corto plazo en el ajuste de la oferta de trabajo" (43). La determinación de la estructura de retrasos en las variables independientes se realiza en el modelo de WACHTER con la técnica de la aproximación polinómica de ALMON (44). Con estas modificaciones, la estructura del modelo queda de la siguiente forma:

$$CV_t = a_0 + a_1 KW_t + \sum_i b_i U_{t-1}^{-1} + \sum_i c_i P_{t-1} + \sum_i d_i P_{t-1}^2 + a_t$$

donde KW es una variable artificial que recoge el impacto de la guerra de Corea.

La aplicación de un modelo similar a los datos del mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975 presenta algunos problemas que es necesario abordar con un cierto detenimiento. Recordemos, en primer lugar, que el modelo se especifica bajo el supuesto de que la incidencia relativa de los factores no competitivos entre los distintos sectores industriales se mantiene constante a lo largo del tiempo. Sin entrar a discutir la validez de dicho supuesto para el caso de la economía americana, es claro que el realismo de su introducción depende en buena medida de la inexistencia de fuertes componentes tendenciales en el comportamiento de la dispersión de la distribución salarial por ramas de actividad. En nuestro caso, como se verá más adelante, la dispersión salarial interindustrial presenta un componente tendencial moderado hacia la progresiva ampliación de la misma. Tal fenómeno puede estar ligado tanto al proceso de reconversión industrial sufrido por la economía en dicho periodo que ha alterado las relaciones entre las productividades de los diversos sectores como a los cambios producidos en los grados -

(43) WACHTER op.cit. pag. 79.

(44) Véase S. ALMON: "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures" Econometrica 30, pags. 178-196. 1965.



de concentración existentes en los mismos. Por ello en un principio se pensó en la necesidad de incorporar alguna variable que recogiese esta realidad. Según la hipótesis de REYNOLDS y TAFT, expuesta en páginas anteriores, la variable más adecuada podría ser la dispersión de las productividades medias sectoriales. Sin embargo, los datos de productividad sectorial elaborados por la Organización Sindical no ofrecen las mínimas garantías de homogeneidad, continuidad y representatividad como para elaborar en base a ellas un indicador de dispersión trimestralizado que pudiera ser incluido como variable explicativa en el modelo. La ausencia de fuentes estadísticas adecuadas ha impedido, por lo tanto, la inclusión de esta variable.

Este condicionamiento, derivado de la pobreza de la información estadística, puede introducir errores en la estimación del modelo econométrico por omisión de variables significativas. Sin embargo, existen algunas características del problema en estudio que en principio restan importancia a esta posibilidad. En primer lugar, porque la variable dependiente finalmente elegida es un coeficiente estadístico homogéneo (desviación típica dividida por la media) (45), de forma que la tendencia presente en la serie es muy reducida en comparación con la fuerte tendencia que suele caracterizar a todas las series económicas. Aquí la dispersión salarial aparece en términos relativos a la evolución del valor salarial medio, y es por lo tanto independiente de la unidad de medida. En segundo lugar, la alteración de los factores estructurales que configuran el estado de la distribución salarial por sectores puede ser interpretada como cambios en las velocidades de reacción de los salarios medios de cada sector respecto a la tasa de inflación. Lo que quie-

---

(45) Véase M. LOPEZ CACHERO: "Fundamentos y métodos de estadística" Ed. Pirámide. Madrid, 1976, págs. 75.

re decir que el comportamiento tendencial puede ser explicado por - la tasa de variación del índice de precios. En tal caso se puede - obviar el error de especificación por la omisión de las variables - explicativas del comportamiento tendencial, pero se introduce un - cierto componente deformador del significado de los parámetros esti- mados para la variable tasa de variación de los precios, cuestión - que deberá ser tomada en cuenta a la hora de interpretar los resul- tados obtenidos.

Un segundo tipo de problemas para la aplicación del modelo de WACHTER al mercado de trabajo español surge precisamente de la configuración institucional atípica del mismo. Cabría preguntarse si - las peculiaridades institucionales del mercado de trabajo español - aconsejan la incorporación de alguna de las variables instituciona- les que han podido jugar un papel determinante en la evolución de - la estructura salarial interindustrial. La respuesta a esta pregun- ta se encuentra condicionada por el hecho de que la dificultad obje- tiva de cuantificar los fenómenos institucionales se vé considera- blemente agravada en el caso español (46). Pero quizá el mayor pro- blema consiste en que la evolución de la dispersión salarial inter- industrial pueda ser el resultado de un conjunto de intervenciones institucionales de carácter sectorial imposible de ser representado por algún indicador agregado.

Con estas limitaciones la reflexión apriorística sobre esta - cuestión parecía aconsejar la toma en consideración de dos fenóme-

---

(46) Existe un amplio acuerdo entre los autores que han estudiado - el mercado de trabajo español sobre la no significación de al- gunos de los indicadores sobre fenómenos institucionales que - se han utilizado en otros contextos, tales como agresividad - sindical, conflictividad, etc., durante el periodo aquí consi- derado. Por otro lado la información estadística existente so- bre algunos fenómenos no ofrece, en líneas generales, la fia- bilidad suficiente.

nos institucionales que, por su incidencia durante el periodo, hubiesen podido influir sobre los abanicos interindustriales. El primero de ellos es la instauración del SMIG en 1964, y las posteriores revisiones del mismo. En la medida en que el SMIG ha desempeñado desde entonces un papel importante en la determinación en cada rama de actividad de los salarios base de las categorías profesionales con más bajo nivel de cualificación, cabría esperar que tanto su instauración como sus posteriores revisiones pudieran, por su diferente impacto en las diversas ramas de actividad, incidir en la dispersión de los salarios medios sectoriales. Sin embargo, su incorporación en el análisis de regresión resulta difícil, pues no hay nada que permita suponer que la intensidad de su impacto pueda reducirse ni a las fechas de su revisión, ya que los retrasos dependen del desigual calendario de negociación existente en cada sector, ni a la cuantía de la misma. Se han realizado algunos ensayos incorporando dicha variable, en su valor absoluto y como variable artificial, sin resultado alguno. Sin embargo, con ello no se puede rechazar la hipótesis sobre la existencia de dicha relación. Solamente puede concluirse que tal variable no ha resultado significativa en el análisis de regresión, aunque la realización de un análisis de intervención sobre los residuos de la ecuación o en el marco del análisis univariante de la serie de dispersión salarial interindustrial pudiera detectarse algún tipo de influencia.

En segundo lugar, habría que tener en cuenta que durante el periodo estudiado es cuando se produce la efectiva generalización de la contratación colectiva en España, y en la medida en que su progresiva aplicación supuso una considerable flexibilización del sistema salarial vigente con anterioridad, cabría en principio atribuir a dicho proceso una influencia significativa en el comporta-

miento de los diferenciales interindustriales (47). Sin embargo, - en este caso resulta más difícil todavía incorporar al análisis de regresión una influencia institucional de este tipo.

Es necesario subrayar que tanto la débil especificación teórica del modelo como las dificultades estadísticas para incorporar variables explicativas del comportamiento tendencial de la dispersión salarial por ramas de actividad o de la influencia de algunos fenómenos institucionales significativos obligan a prestar una considerable atención al análisis de los residuos de la regresión con vistas a la detección de toda posible autocorrelación serial que pueda aparecer como resultado de errores en la especificación del modelo o por omisión de variables significativas.

Hasta aquí la discusión sobre la especificación del modelo se ha realizado exclusivamente en términos de las variables a incluir en la ecuación. Y en ello se ha resuelto por el ensayo con todas aquellas variables que han resultado significativas en trabajos con

---

(47) La importancia de la implantación de la contratación colectiva en la flexibilización del sistema salarial y en el aumento de las diferencias salariales ha sido subrayada por J. JANE SOLA. Para este autor una política de salarios diferenciada por profesiones, ocupaciones, áreas e industrias era una exigencia del desarrollo económico en aquel periodo que podría encontrar respuesta en el marco de la contratación colectiva. - (Vease J. JANE SOLA: "El problema de los salarios en España" 1968, pag. 68). La O.I.T. caracterizó la implantación de la contratación colectiva como una "medida de modernización tendiente a dar mayor flexibilidad y realismo a la fijación de salarios" (Cfr. O.I.T.: "La situación laboral y sindical en España". Ginebra 1970. Pag. 201). PERPIÑA comprobó que la tendencia discriminadora de los salarios fue corroborada por la negociación colectiva tanto por la marginación, en la práctica, de determinados sectores o empresas, cuanto por las propias retribuciones pactadas. (Vease R. PERPIÑA: "La estructura de los salarios en España. Estudio sobre el salario diferencial" Madrid, 1962. Pag. 32.)

características similares, pero con la seria restricción impuesta por las disponibilidades estadísticas existentes. Sin embargo, un aspecto crucial como se ha subrayado en páginas anteriores es la especificación de la estructura dinámica del modelo, pues no es realista suponer que la influencia de las variables explicativas sobre la variable dependiente sea de carácter instantáneo, o al menos que se agote en un periodo de tiempo, de forma que la relación a estimar pueda ser tratada como una relación de carácter estático. También se ha dicho que es precisamente la ausencia de especificaciones dinámicas correctas las que, a la luz de los nuevos desarrollos de economía cuantitativa, hacen inválidas muchas de las estimaciones econométricas realizadas en el pasado.

Al abordar la especificación dinámica del modelo son numerosos los problemas que se presentan. Citaremos a este respecto las siguientes palabras de ANA SANCHEZ referentes a estas dificultades: "La introducción de elementos dinámicos resulta siempre problemática en cualquier relación que se postule, sobre todo desde el punto de vista de su incorporación a una ecuación econométrica, pues las formulaciones habituales con estructuras más o menos complejas de retardos en los regresores, pueden responder a múltiples justificaciones, entre las que los costes de ajuste, los retrasos de las reacciones de los agentes económicos o los procesos de formación de expectativas son por sí solos una muestra de la amplitud y vaguedad de los fenómenos que simultáneamente pueden estar recogiendo en formulaciones idénticas" (48).

En realidad la práctica imposibilidad de deducir desde las predicciones de la teoría económica la estructura dinámica de las ecuaciones en los modelos econométricos ha convertido la tarea de la es

---

(48) A. SANCHEZ: "Relaciones econométricas..." op.cit. pag. 46.

pecificación dinámica en un trabajo de amplia y sistemática experimentación, que sin embargo nunca puede ser exhaustivo y que se halla fuertemente condicionado por las técnicas de estimación económicas disponibles para la introducción de los elementos dinámicos. Ello añade dificultades a la tarea de la interpretación de los resultados obtenidos como subraya el párrafo anteriormente citado de A. SANCHEZ. De hecho, algunas de las formulaciones teóricas sobre las posibles estructuras dinámicas son el resultado de una reflexión a posteriori sobre el posible significado de las estructuras de retrasos que las técnicas econométricas permiten estimar (49).

En este trabajo las características de la variable dependiente utilizada, el coeficiente de variación de los salarios medios industriales, hace más difícil aún cualquier intento de teorización sobre la estructura dinámica de los retrasos. Así, por ejemplo, la acción de los valores presentes y pasados de la tasa de variación de los precios sobre la dispersión salarial interindustrial no puede ser analizada en términos de "expectativas", pues carece de sentido suponer una adaptación de la estructura salarial interindustrial al valor esperado en el futuro de la variable tasa de variación de los precios. Tal relación, en todo caso, será el resultado de unas expectativas diferenciadas en el comportamiento del salario medio de cada uno de los sectores.

La especificación de la estructura dinámica del modelo se ha -

---

(49) Por ejemplo, A. SANCHEZ comenta al referirse a la introducción de las expectativas racionales en una ecuación de salarios tipo "Phillips" lo siguiente: "Llamar expectativas de precios a la media ponderada de los valores pasados y futuros de la tasa de variación de los precios puede considerarse, por tanto, una concesión a una moda terminológica en teoría económica, pero de hecho lo que supone es la introducción de elementos dinámicos en la relación estimada, lo que sin duda mejora los resultados conseguidos" (A. SANCHEZ, op.cit. pag.50.)

abordado en este caso a través de una amplia, pero limitada, experimentación de técnicas alternativas en la dinamización de los modelos econométricos. En concreto, se han ensayado las siguientes posibilidades:

- 1) Se ha tratado de estimar la estructura dinámica mediante la incorporación directa de las variables explicativas retrasadas, ensayándose numerosas posibilidades hasta un retraso máximo de dos años.
- 2) Se ha ensayado la estimación de los retrasos mediante la técnica de ALMON, con polinomios de tercer y cuarto grado con estructura de retrasos de variadas longitudes hasta incluir doce desfases.
- 3) Se ha introducido la variable dependiente desfasada como variable explicativa según el método de KOYCK-CAGAN.
- 4) Conjuntamente a la introducción de la variable dependiente desfasada como variable explicativa se han introducido retrasos en las variables independientes, de forma similar a la primera alternativa.

En todos los casos la obtención de la estructura de retrasos se ha realizado mediante un trabajo de experimentación sucesiva, de forma que los resultados de cada fase de experimentación era utilizada como indicador para la selección de la gama de experimentos siguientes más apropiados.

A pesar de la amplitud de los ensayos, no se han encontrado resultados aceptables con ninguna de las dos primeras técnicas enumeradas. En ambos casos aparecían con mucha frecuencia signos distintos para diferentes desfases de una misma variable explicativa, lo que daba lugar a una estructura de retrasos de difícil justificación. En otros ensayos, donde la estructura de retrasos podría -

ser coherente, los parámetros estimados no eran significativos. Sin embargo, dado que estas técnicas son extremadamente sensibles a la estructura de desfases que se introduce "a priori", no es posible deducir una conclusión negativa definitiva. Siempre es posible que posteriores experimentaciones permitan alcanzar resultados aceptables.

Los resultados positivos se han conseguido utilizando las técnicas más simples de dinamización del modelo mediante la incorporación de la variable dependiente desfasada. Es necesario detenerse en su significado y en sus problemas. La incorporación de la variable dependiente desfasada en la ecuación es equivalente a la utilización de un modelo en el que sobre la variable dependiente actúa, no solo el valor presente de las variables explicativas, sino también sus valores pasados, pero con importantes restricciones simplificadoras sobre la estructura de retrasos. KOYCK deduce esta estructura dinámica bajo el supuesto de un ajuste parcial de la variable dependiente, de forma que en cada periodo de tiempo sólo se realiza una fracción de la variación impulsada en la variable dependiente por las variables explicativas (50).

Según se deriva de la transformación de KOYCK, la estructura de retrasos incorporada mediante la introducción de la variable dependiente desfasada es aquella en la que la ponderación de los valores retrasados siguen una progresión geométrica decreciente. Por otro lado, la estructura de retrasos es forzosamente homogénea para todas las variables explicativas. Por ello, las ventajas derivadas de la estimación según este método han de ser valoradas conjuntamente con la dureza de los supuestos introducidos, que han dado lugar

---

(50) Véase L.M. KOYCK: "Distributed Lags and Investment Analysis" North Holland. Amsterdam, 1954.



a ciertas críticas por su carácter ambiguo (51).

Desde un punto de vista econométrico, la utilización de la variable dependiente desfasada puede presentar problemas de autocorrelación que requieren un tratamiento especial. TAYLOR y WILSON establecen frente a tales problemas la siguiente alternativa: "El problema real es eliminar la autocorrelación por una especificación más adecuada del modelo, o encontrar un método de estimación que sea efectivo en presencia de autocorrelación" (52). En dicha alternativa es sin duda preferible la primera opción, aun cuando las dificultades reales del trabajo econométrico lleven a TAYLOR y WILSON a la elaboración de un método de estimación como el de mínimos cuadrados en tres etapas que es asintóticamente eficiente en presencia de autocorrelación serial de los residuos. En este caso se ha preferido rechazar todas aquellas estimaciones que presentaban autocorrelación, limitándonos a aceptar como válidos aquellos resultados que obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios superaban los tests sobre autocorrelación.

Dado que este tipo de modelos autorregresivos son consistentes en ausencia de autocorrelación, pero que si los residuos están autocorrelacionados el sesgo de la estimación persiste asintóticamente, tiene gran importancia asegurar la independencia de los residuos -

---

(51) Puede encontrarse una crítica rigurosa a este tipo de especificaciones dinámicas en J. GARCIA PARDO: "La teoría económica y el enfoque Box-Jenkins en la modelización de la demanda de productos energéticos; el fuel-oil y la energía eléctrica en España" Tesis doctoral. Editorial de la Universidad Complutense. Madrid 1981. Pags. 15-23.

(52) L.D.TAYLOR y T.A.WILSON: "Three-Pass Least Squares: A Method for Estimating Models with a Lagged Dependent Variable". Review of Economics and Statistics nº 46,4. Noviembre 1964. Pags. 329-346.

(53).

Hay que tener en cuenta que el test habitual de DURBIN y WATSON en este tipo de modelos está sesgado hacia dos en su valor central, por lo que es necesario utilizar algún test alternativo. Utilizaremos por ello el siguiente test de DURBIN (54):

$$K = \frac{N \hat{\rho}^2}{1 - N \text{ var } (V)}$$

donde N = número de observaciones

$\hat{\rho}$  = un estimador del parámetro de la autorregresión de primer orden de los residuos cuyo valor es aproximadamente igual a  $1 - \frac{DW}{2}$ , donde DW es el estadístico DURBIN-WATSON.

var (V) = una estimación de la varianza del parámetro obtenido en la regresión para la variable dependiente desfasada.

DURBIN demuestra que, asintóticamente, este estadístico sigue la distribución  $\chi^2$  con un grado de libertad. Si el valor calculado de K es mayor que el valor dado en las tablas de la función  $\chi^2$  para una probabilidad dada, se rechaza la hipótesis de que los residuos no están autocorrelacionados.

Sin embargo, este test permite detectar la existencia de autocorrelación serial de primer orden que, como se ha expuesto en páginas anteriores, es una condición insuficiente. Por ello, la utiliza

(53) Vease R.SANZ: "La correlación serial en modelos autorregresivos: Un test para detectarla". Servicio de Estudios del Banco de España. Fotocopiado. Mayo, 1974.

(54) Vease J. DURBIN: "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when some of the Regressors Lagged Dependent Variables" Econometrica 38, 3. Mayo 1970. Pags. 410-421.

ción de modelos autorregresivos, que incorporan la variable dependiente desfasada como variable explicativa, en especificación dinámica del modelo, es una razón adicional para prestar una atención considerable al análisis de los residuos de las regresiones realizadas.

La estructura general del modelo a estimar toma la siguiente forma:

$$CV_t = a + b U_t^{-1} + c TU_t + d P_t + e P_t^2 + v CV_{t-1} + a_t$$

donde CV es el coeficiente de variación de Spearman de los salarios medios sectoriales, U es el nivel relativo de paro, TU es la tasa de variación intertrimestral del nivel relativo de paro, y P es la tasa de variación intertrimestral del nivel de precios. La incorporación de la variable TU se realiza como una especificación dinámica adicional, que caso de resultar significativa puede proporcionar mayor precisión en el conocimiento del comportamiento cíclico de la estructura salarial. Al ser la variable dependiente un estadístico homogéneo independiente de la unidad de medida carece de sentido la transformación logarítmica. Esta transformación resulta necesaria sólo en aquellos casos en que la varianza de la serie de la variable dependiente evoluciona con el cuadrado de dicha variable. Como se verá posteriormente en aquellas estimaciones en que aparece heterocedasticidad en los residuos, ésta no se elimina con la transformación logarítmica.

Antes de entrar en las fuentes estadísticas y en el análisis de los resultados obtenidos es necesario detenerse en el significado de los parámetros estimados con esta especificación del modelo. El significado cuantitativo de los parámetros depende de los valo-

res de las variables y por lo tanto resulta conveniente realizar - el análisis en términos de elasticidades. En primer lugar, hay que tener en cuenta que los valores de las elasticidades son variables, de forma que sólo es posible su estimación para los valores de una observación determinada. Por ello convencionalmente se suele realizar el cálculo de las elasticidades para los valores medios de todas las variables. Sin embargo, la elasticidad en el punto medio es escasamente significativa, sobre todo cuando su rango de variación es muy amplio. Por eso en ocasiones resulta conveniente realizar la estimación para más de una observación. En nuestro caso cuando la variable P es introducida en forma cuadrática, lo que da lugar a - variaciones en la elasticidad que llegan a afectar a su signo, el - cálculo de la elasticidad en el punto medio se complementa con los cálculos de las elasticidades en la primera y en la última observación, que coinciden con los valores mínimo y máximo de la misma.

En segundo lugar, la estructura dinámica del modelo afecta al significado de los parámetros y a las formas de cálculo de las elasticidades. En la medida en que la acción de las variables explicativas afecten al comportamiento de la variable dependiente con - una determinada estructura de retrasos, los valores de las elasticidades dependen del periodo de tiempo que se considere. En estos casos se suele distinguir entre elasticidad a corto plazo y elasticidad a largo plazo, siendo la primera de ellas el efecto cuantitativo relativo al ajuste parcial realizado en el primer periodo de tiempo, mientras que la elasticidad a largo plazo recoge el efecto cuantitativo cuando se tiene en cuenta todos los impactos retrasados. -

La simplicidad de la especificación dinámica introducida en el modelo con que trabajamos, permite una fácil estimación de las elasticidades a corto plazo y a largo plazo. En efecto, las elasticidades a corto plazo se derivan directamente de los parámetros corres-

pendientes a cada variable independiente, mientras que las elasticidades a largo plazo se pueden obtener con la ayuda del parámetro estimado para la variable dependiente desfasada un periodo. El complemento unitario de dicho parámetro constituye la velocidad de ajuste hacia la situación de equilibrio de forma que dividiendo la elasticidad a corto plazo por dicha velocidad de ajuste se obtiene la elasticidad a largo plazo. Como medida de los retrasos con que actúan las variables explicativas se suele utilizar el concepto de "desfase medio" definido como el cociente entre la diferencia de las elasticidades a largo y a corto plazo y la elasticidad a corto (55).

Así pues, en los modelos autorregresivos como el que aquí empleamos, se cumplen las siguientes igualdades:

$$\text{Elasticidad a largo} = \frac{\text{Elasticidad a corto plazo}}{\text{Velocidad de ajuste}}$$

$$\text{Velocidad de ajuste} = 1-v \quad \text{siendo } v \text{ el parámetro de la variable dependiente desfasada.}$$

$$\text{Desfase medio} = \frac{v}{1-v}$$

En la estructura general del modelo las expresiones para las elasticidades de la dispersión salarial con respecto a las distintas variables independientes en el punto medio son las siguientes:

---

(55) Una explicación más detallada de las elasticidades en el modelo de KOYCK se puede encontrar en J.M. BONILLA HERRERA: "Funciones de importación y exportación en la economía española" Serie de estudios económicos del Banco de España nº 14. Madrid, 1978. Pags. 47-48.

Elasticidad con relación al nivel relativo de paro:

a) A corto plazo

$$EC_{CV,U} = \frac{-b}{\bar{U} \bar{CV}}$$

donde  $b$  es el parámetro de  $U^{-1}$

$\bar{U}$  es el valor medio del nivel relativo de paro

$\bar{CV}$  es el valor medio del coeficiente de variación de los salarios medios industriales.

b) A largo plazo

$$EL_{CV,U} = \frac{-b}{(1-v) \bar{U} \bar{CV}}$$

donde  $v$  es el parámetro de la variable dependiente desfasada.

Elasticidad con relación a la tasa de variación del índice de coste de la vida:

En este caso es necesario distinguir los casos en que la relación sea lineal de aquellos en que sea cuadrática. Cuando la relación es lineal, las elasticidades tienen las siguientes expresiones:

a) A corto plazo

$$EC_{CV,P} = \frac{d \bar{P}}{\bar{CV}}$$

donde  $d$  es el parámetro estimado para la variable  $P$

$\bar{P}$  es el valor medio de la tasa de variación del índice del coste de la vida

$\bar{CV}$  es el valor medio de la variable dependiente.

b) A largo plazo

$$EL_{CV,P} = \frac{d \bar{P}}{(1-v)\bar{CV}}$$

donde  $v$  es el parámetro de la variable dependiente -  
desfasada.

Cuando en el modelo la relación estimada para la variable  $P$  tiene forma cuadrática, las expresiones de las elasticidades son las siguientes:

a) A corto plazo

$$EC_{CV,P} = (d + 2e \bar{P}) \frac{\bar{P}}{\bar{CV}}$$

donde  $d$  es el parámetro correspondiente a  $P$

$e$  es el parámetro correspondiente a  $P^2$

$\bar{P}$  es el valor medio de la tasa de variación del índice del  
coste de la vida

$\bar{CV}$  es el valor medio de la variable dependiente.

b) A largo plazo

$$EL_{CV,P} = \frac{(d + 2e \bar{P}) \bar{P}}{(1-v) \bar{CV}}$$

donde  $v$  es el parámetro de la variable dependiente desfasada.

### 3.3. LAS FUENTES ESTADÍSTICAS Y LA MEDIDA DE LOS ABANICOS SALARIALES

#### INTERINDUSTRIALES

Para la aplicación al caso español de un modelo econométrico -  
de las características del propuesto, el primer problema es definir  
la variable independiente que se va a utilizar y para ello es neces

rio realizar algunas consideraciones previas sobre los problemas de la información estadística desagregada sobre los salarios en España.

El mercado de trabajo es uno de los campos de la economía española que comparativamente se encuentra peor dotado, al menos para el periodo aquí considerado, de fuentes estadísticas para emprender un trabajo empírico. Para la realización de estudios con datos salariales desagregados, el investigador no tiene posibilidad alguna de realizar una selección. La Encuesta Trimestral de Salarios constituye la única fuente de información estadística disponible (56).

El trabajo realizado sobre dicha Encuesta en el apéndice del libro "Salarios y mercado de trabajo en España" me libera de la tarea de repetir aquí las consideraciones críticas de carácter general sobre dicha fuente, que hoy son objeto de un amplio consenso entre los economistas e investigadores dedicados al mercado de trabajo español.

El tipo de manipulación que se va a realizar en este trabajo con los datos proporcionados por esta fuente estadística plantea algunos problemas. En primer lugar, aparecen los problemas generales de representatividad o fiabilidad de los datos. Hay que subrayar la duda respecto a la sinceridad con la que las empresas muestreadas responden a los cuestionarios enviados por el INE y respecto a la eficacia de los controles establecidos por el INE para verificar la veracidad de las respuestas. Cuando en trabajos de campo se ha ido directamente a las empresas para la obtención de los datos salariales de sus nóminas, los propios encargados de rellenar los cuestionarios del INE han confesado con mucha frecuencia el carácter solamente aproximado de la información facilitada al INE. Además, existen importantes deficiencias en la definición de la po-

---

(56) INE: "Salarios" Publicación trimestral. Madrid, 1963-1976



blación muestral, de la que se excluyen sectores importantes de la mano de obra asalariada: todos los asalariados en empresas de menos de 10 trabajadores y todas las categorías de directivos de todas las empresas. Por otro lado, al realizarse la muestra sobre el listado de establecimientos suministrado por las Mutualidades Laborales, los totales de población asalariada que recogen las estadísticas de salarios del Instituto Nacional de Estadística en los cuadros de resultados, para cada categoría y actividad, no coinciden, y en algunos casos son muy dispares, con los datos que a este respecto proporciona la Encuesta de Población Activa, también realizada por el INE (57).

Estas dificultades se plantean para todo tipo de trabajos sobre la variable salarial en el caso español. Ante ellas no cabe otra postura posible que el dejar constancia de su existencia, y tenerlas presente a la hora de interpretar los resultados de los trabajos empíricos, porque no existe ninguna otra fuente de información salarial que proporcione datos con el nivel de generalidad y de continuidad temporal que se necesita.

---

(57) En el análisis comparativo de los datos de empleo de encuesta trimestral de salarios y los datos de empleo de la Encuesta de Población Activa que se realizó en el libro "Salarios y mercado de trabajo en España" permitió comprobar "la existencia de fuertes discrepancias que son especialmente importantes en las siguientes actividades: en las industrias de la Construcción (...), en el sector Comercio (...), en Electricidad, Agua y Gas (...), en Banca y Seguros (...), en industrias del Papel (...). En general, salvo ligeras excepciones, la diferencia que se registra en el saldo final entre una y otra encuesta - más de 1.600.000 asalariados en 1969- son trabajadores ligados a establecimientos comprendidos en los últimos estratos de la muestra de los que el listado de las Mutualidades Laborales apenas ofrece información" A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: - "Salarios y mercado de trabajo en España" op.cit. págs. 339-341.

Es necesario, sin embargo, explicitar otros problemas más específicos que se presentan a la hora de realizar estudios sobre la estructura salarial con los datos de la encuesta de salarios.

- a) Los estudios de estructura salarial se basan en medidas de las diferencias o de la dispersión de los salarios medios de diversos conjuntos desagregados de trabajadores. Requiere, por lo tanto, la utilización de datos salariales con un cierto grado de desagregación. El estudio de la estructura salarial española se encuentra condicionado por el tipo de desagregación realizada por la encuesta de salarios que es insuficiente para el tratamiento de alguno de los componentes de la estructura salarial (58).

Sin embargo, el motivo de mayor preocupación lo constituye el grado de fiabilidad de los salarios medios desagregados. En la presentación metodológica de la E.T.S. (59) se expresa que la elaboración de la muestra aleatoria se ha realizado con la admisión de una posibilidad de desviación en las estimaciones de un 15%. Sin embargo, no se precisa si dicha restricción se ha impuesto en los criterios de elaboración de la muestra para obtener datos representativos, a ese nivel, para todas y cada una de las estimaciones de los salarios medios que aparecen en los cuadros de resultados. En principio, y en ausencia de una

---

(58) Los únicos componentes que pueden abordarse son la estructura salarial por ramas de actividad, por categorías profesionales, y más difícilmente por sexos. En cambio no existe información alguna sobre la estructura salarial por zonas geográficas o por dimensión de las empresas.

(59) INE: "Salarios" Madrid, 1964.

clara explicitación de los criterios muestrales utilizados, parece razonable suponer que la representatividad de los datos proporcionados es menor para aquellos colectivos de trabajadores que representan proporciones más reducidas respecto al total.

Ello plantea, como se verá más adelante, graves problemas en la medición de las diferencias salariales por categorías profesionales. En este caso, como la base del análisis son los salarios medios por ramas de actividad, dicho problema se circunscribe solamente a la representatividad de los salarios medios de las ramas con un número relativamente bajo de trabajadores empleados. Incluso en estos casos la población muestral es lo suficientemente grande - todos los trabajadores de una rama de actividad -, como para que pueda suponerse a priori la inexistencia de suficiente representatividad.

- b) Un tratamiento riguroso de la evolución de la estructura salarial requiere trabajar con un número de observaciones suficientemente grande. Ello obliga a utilizar los datos con la mayor frecuencia temporal que se disponga. En este caso, las series disponibles son de carácter trimestral. Hasta ahora todos los estudios realizados sobre la estructura salarial española se han hecho con las series correspondientes a las medias anuales estimadas por el INE.

La utilización de las series trimestrales, además de plantear los problemas derivados del comportamiento estacional de los salarios que discutiremos brevemente, y del mayor volumen de los cálculos necesarios para la elaboración de las medidas de dispersión salarial, agrava los problemas

que se pueden derivar de una incorrecta rotación de la muestra. En efecto, el detallado análisis de las 152 series de salarios medios con que se ha trabajado en este estudio ha reflejado la común característica de la existencia en casi todas ellas de oscilaciones acentuadas, de un trimestre a otro, en las observaciones correspondientes a los primeros años. Y ello bien podría reflejar una inadecuada solución al problema de la rotación muestral en las primeras elaboraciones de la encuesta.

La elección de la medida de los abanicos salariales interindustriales tiene gran importancia porque las conclusiones de los estudios sobre estructura salarial dependen en cierta forma de la medida que se utilice como indicativa de las diferencias salariales. En un análisis puramente descriptivo lo aconsejable es utilizar varias formas de medir las diferencias salariales, pues cada una de ellas puede poner de manifiesto algún aspecto significativo del comportamiento de la estructura salarial.

Cuando lo que se pretende es analizar si la estructura salarial es sensible o no a la situación de relativa tensión del mercado de trabajo, es necesario recoger en una sola medida el comportamiento global de la estructura salarial. Por ello lo más conveniente es la utilización de una medida de dispersión homogénea como el coeficiente de variación de Spearman (60). Los estudios sobre dispersión salarial interindustrial han adoptado con carácter generalizado este criterio; en los estudios sobre dispersión salarial por

---

(60) La utilización de esta medida tiene la ventaja adicional de reducir la influencia que en el cómputo de las diferencias salariales totales puedan tener las desviaciones que existen en las estimaciones de los salarios medios de las ramas de actividad con menos empleados.

categorías profesionales, como veremos más adelante, la elección es más controvertida.

En este caso mediremos la estructura salarial interindustrial en cada trimestre del periodo 1963-1975 por el coeficiente de variación de los salarios medios de las 15 primeras ramas de actividad - incluidas en la encuesta de salarios. Es decir, todos los sectores industriales, más los tres extractivos y la Construcción, excluyendo por lo tanto las ramas de Comercio, Banca y Seguros. Esta exclusión obedece al hecho de que son los sectores financieros los de salario medio más elevado, y los que por lo tanto más contribuirían al valor de la desviación típica, reflejando el coeficiente de variación resultante primordialmente la relación de los salarios medios de estas ramas del sector servicios con el resto de los salarios medios de las demás ramas. Las notables peculiaridades de los mercados de trabajo de las que se nutren las ramas de Banca y Seguros, y en general del sector servicios, dan a las diferencias de salarios de estas ramas con las demás un carácter muy específico, que al ser dominante, distorsionarían el significado de la medida de dispersión salarial.

El siguiente problema es decidir sobre qué concepto de salario medio se debe realizar el cálculo del coeficiente de variación. El dato base proporcionado por la E.T.S. es la media mensual del salario hora por rama de actividad calculado como cociente entre la masa salarial total, con la única exclusión de la ayuda familiar, y el número de horas totales (horas de jornada normal más horas extraordinarias) trabajadas al mes en cada actividad.

La práctica habitual en los trabajos que han utilizado el coeficiente de variación como medida de la dispersión salarial ha sido la de utilizar un concepto salarial normalizado, que excluye la re-

tribución por horas extraordinarias en el numerador, y el número de las mismas del denominador. La razón de ello estriba en que al producir las variaciones en el número de horas extraordinarias variación en el salario hora total, los coeficientes de variación calculados sin la eliminación de la influencia de las horas extraordinarias, reflejarían en buena medida los cambios en los grados de intensidad con que las horas extraordinarias son utilizadas en las distintas ramas. La presentación de los datos de la encuesta de salarios permite calcular para cada rama de actividad el salario hora medio con exclusión de las horas extraordinarias y la masa salarial correspondiente. Sin embargo, esta alternativa resulta insuficiente pues la importancia de conceptos o complementos salariales de carácter variable ligados en muchos casos a la intensificación del esfuerzo de trabajo, a la mejora cualitativa del servicio laboral o a la extensión del esfuerzo de trabajo -que a menudo han sido denominados como "flecos salariales"-, han actuado como importantes mecanismos de diversificación salarial y se han constituido en factores condicionantes de la diferenciación salarial. La importancia y modalidad de dichos flecos, dado el carácter discrecional que tenían en muchos casos, variaba fuertemente de unas ramas de actividad a otras al estar vinculados a hechos económicos e institucionales muy diversos.

Si no se realiza algún tipo de depuración de esos conceptos salariales variables, los coeficientes de variación calculados, dada la importancia cuantitativa de los flecos, no reflejarían la evolución de la estructura salarial, sino que serían fundamentalmente el resultado de la diversa distribución temporal de las retribuciones salariales variables en las distintas ramas de actividad.

No es fácil resolver este problema porque, a partir de 1966, - en que se cambia la presentación de los cuadros de resultados de la

encuesta de salarios reduciéndose drásticamente el desglose de la masa salarial por conceptos, no existe información sobre el comportamiento de dichos flecos. Además, en el supuesto de que esa información fuese accesible, sería necesario un análisis caso a caso que permitiese conocer qué flecos tienen el carácter de retribución variable o discrecional y cuáles forman parte de la retribución permanente o estable.

La decisión finalmente adoptada ha sido la de eliminar en las series de los salarios hora medios de cada rama de actividad las partes del salario hora que responden a un comportamiento puramente estacional. Las 15 series de los salarios hora correspondientes a cada rama de actividad han sido desestacionalizadas según el método X-11 (61). En los CUADROS 2.1., 2.2. y 2.3. aparecen los coeficientes de variación calculados con los datos de las series originales, con los datos de las series desestacionalizadas y con los datos de las correspondientes series tendencia-ciclo. En el GRAFICO II.1. se ha presentado la evolución de la dispersión salarial por ramos de actividad según los distintos datos utilizados para el cálculo de los coeficientes de variación. Dicho gráfico puede ser útil para justifi-

- 
- (61) A. ESPASA señala que los métodos de ajuste estacional por medias móviles y en concreto el método X-11 son óptimos para series generadas por procesos ARIMA similares al modelo que se identifica en la mayoría de las series salariales utilizadas en este trabajo, que son del tipo:

$$(1-L)(1-L^4)\log w_t = (1-\theta_1 L)(1-\theta_4 L^4)a_t$$

A pesar de ello el método X-11 puede en algunos casos no eliminar toda la variación de carácter estacional y en otros casos eliminar algo más que la pura variación estacional. (Vease A. - ESPASA: "El problema de la desestacionalización de las series económicas. Métodos utilizados y su interpretación" Fotocopiado. Servicio de Estudios del Banco de España, Madrid, 1977). Por ello las series de coeficientes de variación calculados sobre series desestacionalizadas pueden mostrar en algunos casos un componente estacional residual.

CUADRO 2.1.

COEFICIENTE DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS POR RAMAS DE  
 ACTIVIDAD (Multiplicados por 10.000)  
 (Calculados sobre las series originales)

<u>AÑOS</u>	<u>1ºTrimestre</u>	<u>2ºTrimestre</u>	<u>3ºTrimestre</u>	<u>4ºTrimestre</u>
1963	2123	2127	1950	2032
1964	2183	1943	2106	2371
1965	2164	2693	2758	2710
1966	2416	2765	2922	2668
1967	2553	2619	2634	2644
1968	2657	2756	2724	2570
1969	2630	2866	2916	2702
1970	2752	2894	3268	2747
1971	2917	2907	3204	2718
1972	3082	3051	3218	2800
1973	3205	3164	3387	2694
1974	3079	3176	3483	2705
1975	3194	3513	3920	2835

Fuente: Elaboración propia con los datos de la Encuesta de Salarios



CUADRO 2.2.

COEFICIENTE DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS POR RAMAS DE  
 ACTIVIDAD (Multiplicados por 10.000)  
 (Calculados sobre las series desestacionalizadas)

<u>AÑOS</u>	<u>1ºTrimestre</u>	<u>2ºTrimestre</u>	<u>3ºTrimestre</u>	<u>4ºTrimestre</u>
1963	2253	2087	1937	1944
1964	2266	1911	2016	2288
1965	2312	2605	2576	2693
1966	2582	2689	2767	2636
1967	2572	2554	2476	2630
1968	2679	2667	2571	2644
1969	2648	2800	2693	2817
1970	2804	2821	2942	2927
1971	2914	2854	2877	2916
1972	2943	3007	2925	3027
1973	3100	3091	3067	2972
1974	3002	3078	3143	3025
1975	3080	3398	3521	3210

Fuente: Elaboración propia con los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO 2.3.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS POR RAMAS DE

ACTIVIDAD (Multiplicados por 10.000)

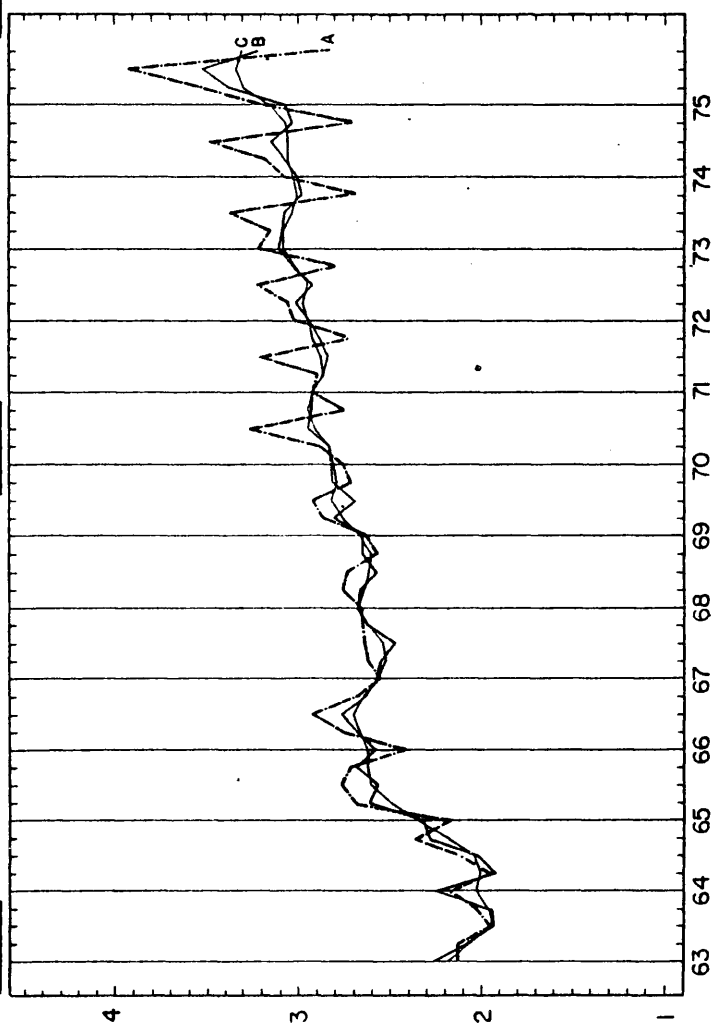
(Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

<u>AÑOS</u>	<u>1ºTrimestre</u>	<u>2ºTrimestre</u>	<u>3ºTrimestre</u>	<u>4ºTrimestre</u>
1963	2194	2081	1940	1960
1964	2027	2008	2041	2188
1965	2359	2495	2609	2639
1966	2639	2679	2705	2642
1967	2578	2532	2545	2626
1968	2668	2646	2616	2607
1969	2673	2753	2811	2797
1970	2806	2839	2911	2941
1971	2923	2852	2841	2884
1972	2958	2972	2955	3017
1973	3091	3096	3034	3003
1974	3038	3068	3062	3085
1975	3168	3298	3329	3297

Fuente: Elaboración propia con los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.1.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS POR RAMAS DE ACTIVIDAD (sobre series originales perfil A; sobre series desestacionalizadas perfil B; sobre series tendencia-ciclo perfil C)



car la decisión adoptada de utilizar como medida de la dispersión salarial entre ramas el coeficiente de variación calculado sobre las series desestacionalizadas de los salarios hora de cada actividad.

Como puede observarse, el comportamiento de la serie de los coeficientes de variación calculados con los datos originales refleja un fortísimo comportamiento estacional, que incluso va aumentando en su importancia relativa en los últimos años. Según estos datos, los factores decisivos de la dispersión de la estructura salarial serían factores de carácter estacional. En concreto sería la diversa estructura temporal de las retribuciones salariales variables en las distintas ramas de actividad -que como se ha dicho dependen de hechos económicos e institucionales específicos y diversos-, la variable fundamental en la explicación de dicho comportamiento.

Tal fenómeno puede comprobarse mediante el análisis de los componentes estacionales de los salarios hora de cada rama de actividad. En los GRAFICOS II.2. y II.3. se ha representado, únicamente con fines ilustrativos, el componente estacional medio, obtenido por el método X-11, para cada una de las series correspondientes a las distintas actividades. Puede observarse que el componente estacional medio es, salvo en la rama de la Electricidad, siempre superior en los dos últimos trimestres. Esta estructura estacional similar se debe, sin duda, a la influencia de las pagas extraordinarias, que como es sabido son obligatorias en el tercer y cuarto trimestre.

Sin embargo, las relaciones entre los componentes estacionales del primer y segundo trimestre y entre los del tercer y cuarto trimestre son muy diversas de una rama de actividad a otra. Sobre todo destaca que mientras en algunas ramas el mayor componente estacional se sitúa en el cuarto trimestre, en otras se sitúa en el tercero. Ello puede ser debido, además de otros factores específicos de

GRAFICO II.2.  
COMPONENTE ESTACIONAL MEDIO DE LOS SALARIOS HORA DE CADA RAMA DE ACTIVIDAD

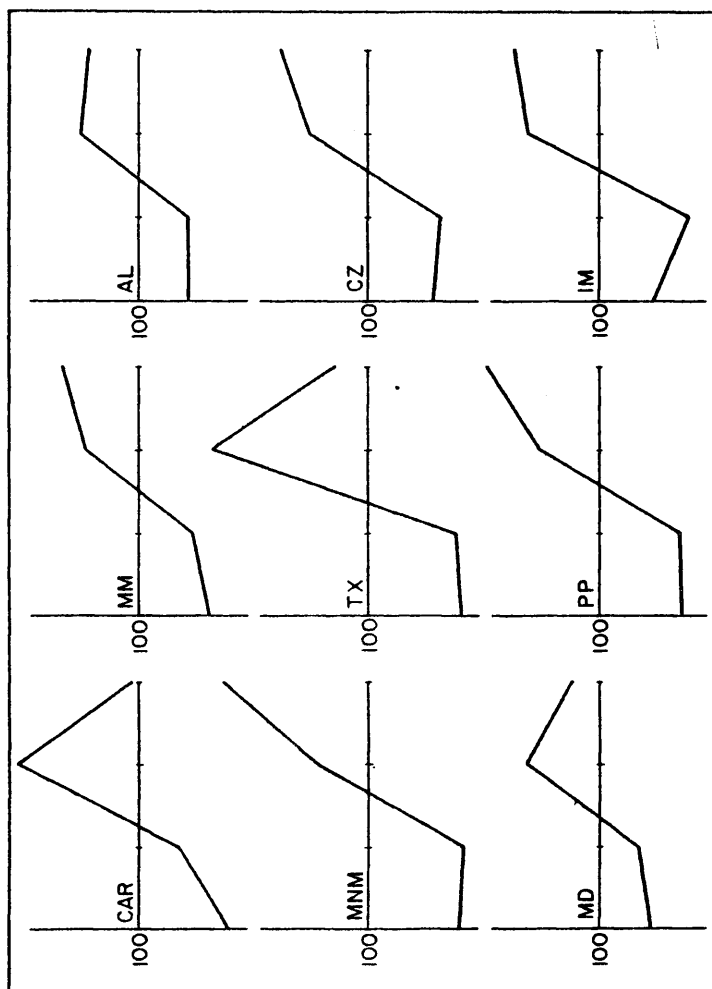
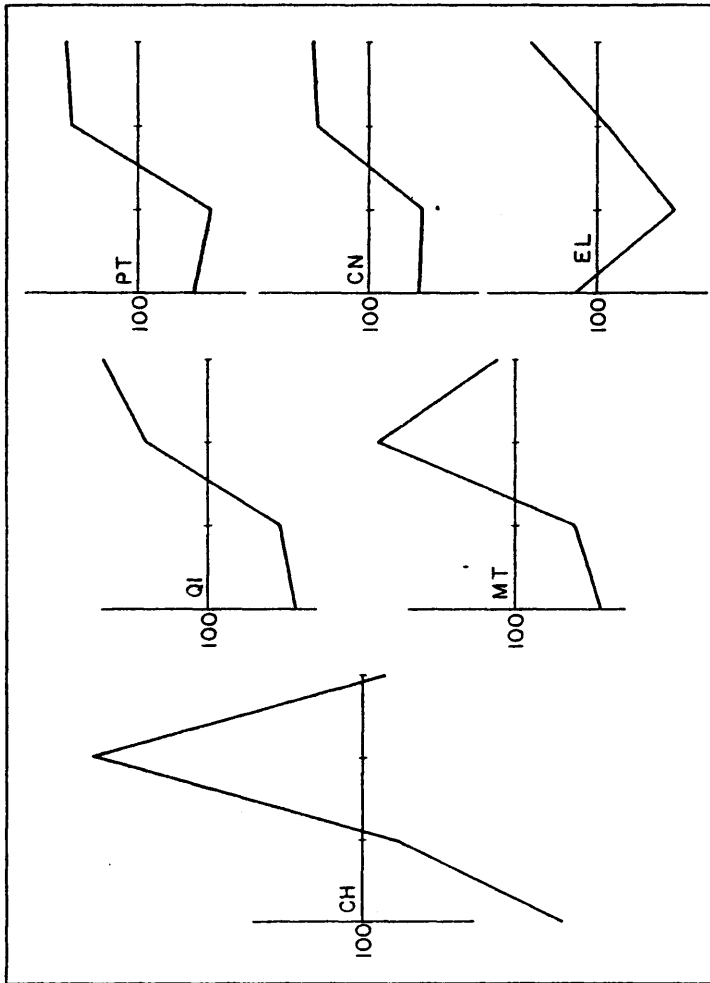


GRAFICO II.3.

COMPONENTE ESTACIONAL MEDIO DE LOS SALARIOS HORA DE CADA RAMA DE ACTIVIDAD (Continuacion)



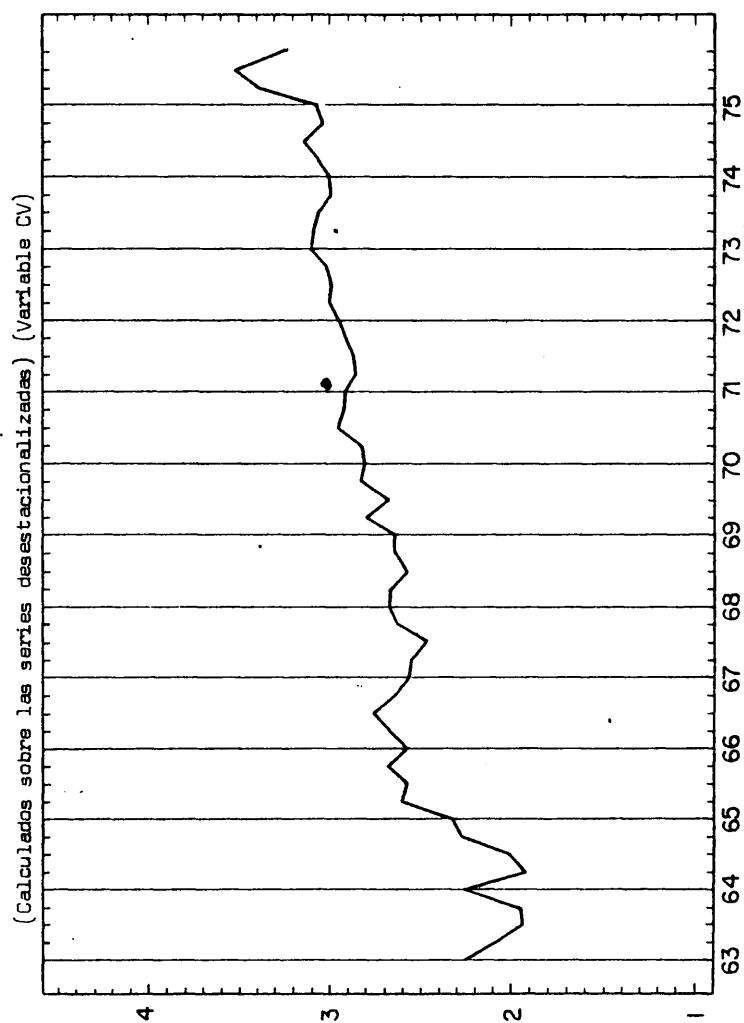
cada sector, a la posible existencia de otras pagas extraordinarias como la de beneficios, cuya fecha de cobro varia según las diversas ramas. En todo caso la diversa estructura temporal del componente estacional de cada rama de actividad, unida a la diversa magnitud relativa del mismo (compárese, por ejemplo, el perfil de los componentes estacionales medios del salario hora de la rama de la Alimentación con el perfil correspondiente a la rama del Caucho) son las que producen tan fuertes oscilaciones estacionales en la serie del coeficiente de variación calculado sobre datos originales.

El cálculo de los coeficientes de variación según las series tendencia ciclo se ha realizado con el único objeto de establecer con mayor claridad el componente tendencial de la dispersión salarial por ramas de actividad. En alguna ocasión se ha establecido cierta polémica sobre si la tendencia claramente observada durante la década de los sesenta hacia la progresiva ampliación de las diferencias salariales por ramas de actividad, invertía su sentido en los últimos años del periodo considerado. El gráfico anterior expresa con toda claridad que, excluyendo las ramas del sector servicios, la tendencia, una vez eliminados los componentes estacionales e irregulares de los datos originales, se mantiene aunque más moderadamente en la dirección de una ampliación de la dispersión salarial hasta el final del periodo.

En función de todo ello la variable dependiente en el modelo de regresión propuesto (CV) queda definida como el coeficiente de variación de los salarios medios de cada rama de actividad correspondientes a las series trimestrales desestacionalizadas. Los valores de los coeficientes de variación han sido introducidos en la regresión multiplicados por 10.000. La serie de la variable dependiente aparece representada en el GRAFICO II.4..

GRAFICO II.4.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS POR RAMAS DE ACTIVIDAD





Para la obtención de la serie de nivel relativo de paro (U) se han utilizado como numerador los datos de la serie de paro registrado no agrícola definido como la diferencia entre los activos totales y los empleados en la pesca y la agricultura, según los datos proporcionados por el Ministerio de Trabajo, y como denominador la población activa no agrícola. Como es sabido, los datos de la Encuesta de Población Activa no corresponden a una serie trimestral regular, por lo que se ha recurrido a los datos de la trimestralización realizada por el Equipo de Empleo del Ministerio de Economía (62). Por otro lado, dicha serie comienza en el segundo trimestre de 1964, por lo que ha sido necesario realizar una extrapolación para obtener los datos del denominador correspondiente a los cinco primeros trimestres. Dicha extrapolación se ha efectuado por el simple procedimiento de suponer una tasa de variación intertrimestral constante. Dicha opción ha parecido preferible a la de utilizar datos de paro en valor absoluto (62).

La exclusión en numerador y en denominador de los datos correspondientes al paro y a la población activa agrícola tiene una doble motivación: Por un lado el sector agrícola incorpora un fuerte volumen de paro encubierto que desvirtúa el significado de las cifras de paro, que además en este sector tienen una calidad estadística notablemente inferior, pero por otro lado dadas las características del mercado de trabajo español, de fuerte segmentación y restricciones a la movilidad, no parece aconsejable utilizar el nivel relativo de paro total como indicador del exceso relativo de oferta de trabajo que afecta efectivamente al comportamiento de la estructura salarial interindustrial.

(62) Véase: Ministerio de Economía. Grupo de trabajo sobre problemas de empleo: "Población, actividad y ocupación en España. Reconstrucción de las series históricas 1960-1978". Madrid, - - 1979.

Por coherencia con la opción realizada en la definición de la variable dependiente se han utilizado para la estimación de la serie correspondiente de esta variable los datos desestacionalizados a pesar de que el componente estacional del paro registrado no agrícola no es muy importante (63). Ello introduce algún elemento perturbador en el análisis de regresión, pero la enorme importancia del componente estacional en el comportamiento de la dispersión salarial obligaría a introducir en el modelo econométrico variables explicativas de dicho comportamiento estacional. La imposibilidad de operar de esta forma condiciona la utilización de datos desestacionalizados para todas las variables del modelo.

El nivel relativo de paro calculado de esta forma resulta notablemente infravalorado, ya que como es sabido los datos del paro registrado no son homogéneos con los datos de actividad, empleo y desempleo que se deducen de la Encuesta de Población Activa. Sin embargo, "su perfil temporal parece reflejar una evolución no desacorde con lo que cabría esperar a lo largo del ciclo económico" (64). Dadas las restricciones impuestas por las fuentes estadísticas disponibles, este es en la actualidad un indicador adecuado de las fluctuaciones cíclicas de la economía desde la perspectiva del mercado de trabajo. En el GRAFICO II.5. se ha representado la evolución temporal del nivel relativo de paro no agrícola calculado con datos trimestrales desestacionalizados. Puede observarse, que no se trata de una serie estacionaria, pues su nivel evoluciona a lo lar-

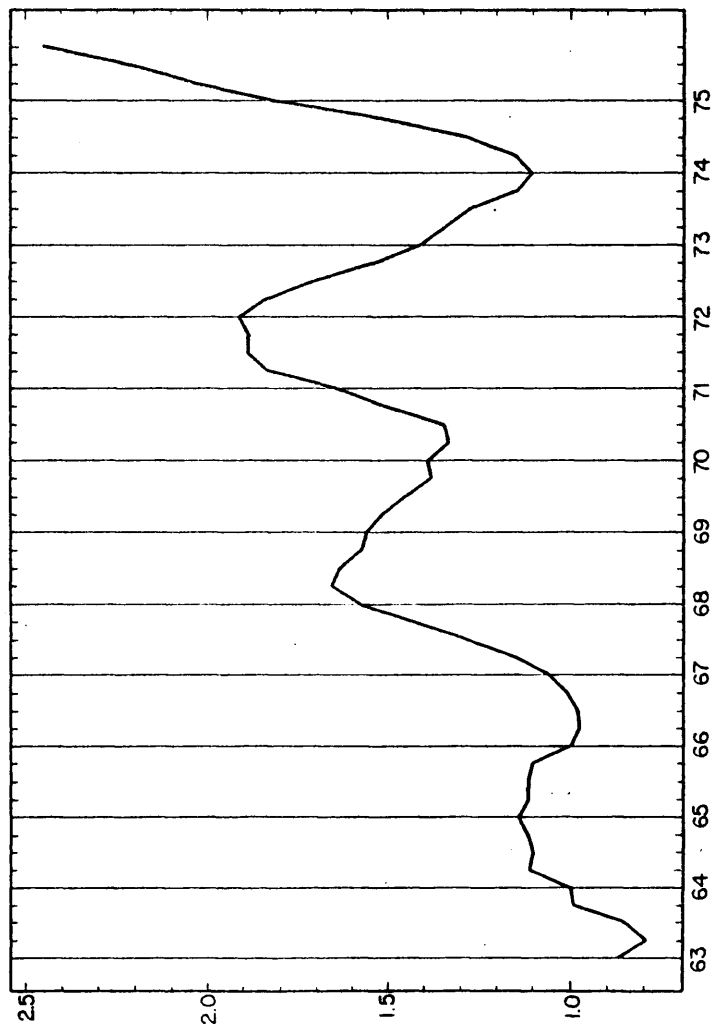
---

(63) Véase A. ESPASA: "El paro registrado no agrícola 1964-1976: Un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas" Serie de Estudios económicos del Banco de España nº 15. Madrid, 1978. Pags. 21-26.

(64) Cfr. A.SANCHEZ: "Relaciones econométricas sobre precios y salarios en la economía española" op.cit. pag.44.

GRAFICO II.5.

NIVEL RELATIVO DE PARO REGISTRADO NO AGRICOLA (Calculado segun se explica en el texto) Variable U



go del tiempo, y que presenta un cierto problema de heterocedasticidad, pues su varianza parece evolucionar con la media a pesar de — que los valores del paro registrado no agrícola han sido divididos — por los datos correspondientes de población activa. Sin embargo, la corrección de esta heterocedasticidad no puede hacerse por ninguna — transformación cuya interpretación en el modelo de regresión sea sen — cilla, por lo que se ha renunciado a dichas transformaciones. En el trabajo de A. ESPASA, ya citado, puede encontrarse un análisis univa — riante de esta variable.

Por último, para la variable P se han utilizado las tasas de va — riación intertrimestral del índice del coste de la vida correspon — diente al periodo analizado sobre las series desestacionalizadas.

#### 3.4. RESULTADOS OBTENIDOS EN LAS ESTIMACIONES ECONOMETRICAS

En este apartado se presentan aquellos resultados obtenidos — con distintas estructuras del modelo que se han juzgado más intere — santes. Se seguirá la siguiente estructura expositiva: En primer lu — gar, se expondrán y se valorarán los resultados de la estimación e — conométrica; en segundo lugar, se dedicará una considerable aten — ción al análisis de los residuos de la regresión y, por último, se procederá a las estimaciones de las elasticidades correspondientes y a su interpretación.

Se ha dividido toda la exposición en dos bloques diferencia — dos según que las distintas ecuaciones incorporen la variable tasa de variación de los precios en forma lineal o en forma cuadrática.

3.4.1. Ecuaciones estimadas con la tasa de variación del índice —  
del coste de la vida en forma lineal

Dentro de este bloque las primeras ecuaciones estimadas con - resultados positivos son las que se incluyen como variables explica-  
 tivas el nivel relativo de paro en forma inversa ( $U^{-1}$ ), la tasa de  
 variación de los precios (P) y la variable dependiente desfasada un  
 periodo ( $CV_{t-1}$ ). Al incluir la variable  $U^{-1}$  en sus valores presen-  
 tes la ecuación estimada es la siguiente:

ECUACION 1

$$CV_t = 782.047 - 193.450 U^{-1} + 48.977 P + 0.680614 CV_{t-1}$$

(2.97)      (-1.55)      (2.14)      (6.62)

$$R^2 = 0.8859 \quad \bar{R}^2 = 0.8786 \quad F = 121.61 \quad DW = 2.02 \quad K = 0.01$$

SE = 125.19

donde los valores entre paréntesis corresponden a los tests -  
 de significación de los parámetros y en el caso de  $CV_{t-1}$  el segundo  
 de ellos corresponde a la estimación de la desviación típica del -  
 parámetro correspondiente.  $\bar{R}^2$  es el coeficiente de determinación a-  
 justado a los grados de libertad. Y K es el estadístico de DURBIN -  
 para modelos autorregresivos. El error estándar de la regresión es  
 aproximadamente un 4% del valor medio de la variable dependiente. -  
 En esta ecuación el parámetro estimado para la variable  $U^{-1}$  no es -  
 significativo, lo que hace que el resultado sea insatisfactorio.

Los residuos correspondientes a esta ecuación aparecen en el -  
 GRAFICO II.6. El análisis de los mismos se recoge en el CUADRO 2. -  
 4. Como puede verse, el valor de la media no es significativamente  
 distinto de cero, y el valor del estadístico de BOX-PIERCE se sitúa

GRAFICO II.6.

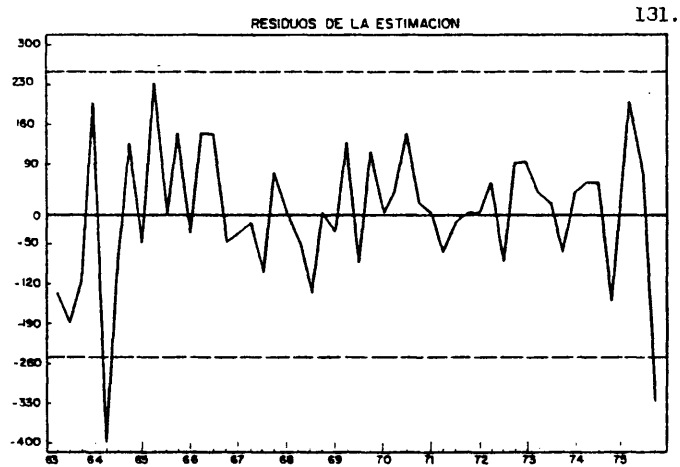


GRAFICO II.7.

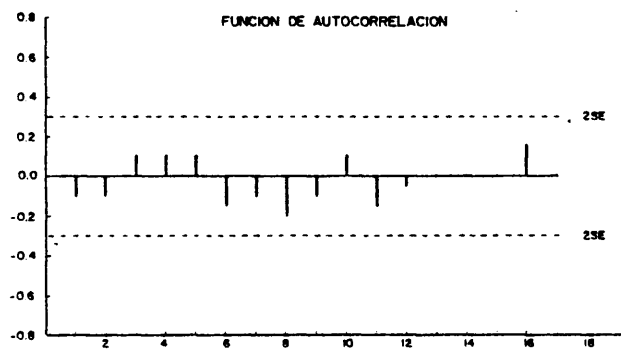
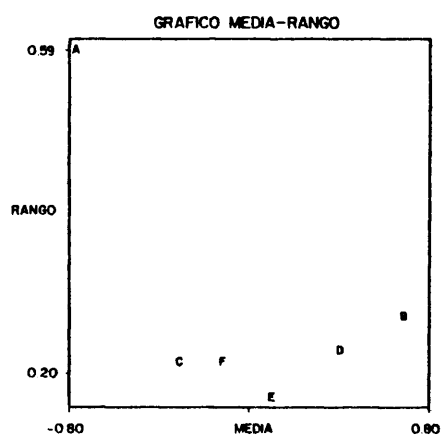


GRAFICO II.8.



en la zona de aceptación de la hipótesis de ruido blanco para la -  
serie de los residuos (65)

CUADRO 2.4.

ANÁLISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION 1

MEDIA DE LA SERIE = 0.00588       $t = 0.000350$

DESVIACION TIPICA = 120.1664

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 16.8267

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4		
-0.100	-0.082	0.101	0.091		
5	6	7	8		
0.086	-0.147	-0.081	-0.219		
9	10	11	12		
-0.103	0.091	-0.127	-0.071		
13	14	15	16	17	
-0.004	-0.006	0.018	0.145	0.022	
VALOR DE $\chi^2 = 9.2$		SE = 0.140			

El correlograma que aparece en el GRAFICO II.7. no presenta -  
ningún valor significativamente distinto a cero, ni tampoco una es-  
trutura perceptible que pudiese ser indicio de autocovarianzas no  
nulas entre los coeficientes de autocorrelación. Sin embargo, los -  
valores de los retardos 8 y 16, sin ser significativamente distin-  
tos de cero, permiten comprobar la persistencia de un cierto compo-  
nente estacional en los residuos, que es claramente perceptible en

(65) El estadístico  $\chi^2$  en este caso tiene la siguiente expresión:

$$\chi^2 = n \sum_{i=1}^K r^2(K)$$

donde  $n$  es el número de observaciones y  $r(K)$  el coeficiente de  
autocorrelación de orden  $K$ . El valor dado a  $K$  en el programa -  
USID (Univariate Stochastic Model Identification) utilizado -  
para el análisis de residuos es de 17.

el GRAFICO II.6. sobre todo a partir de 1973. Ello es debido a que la aplicación del método X-11 de desestacionalización sobre las series de salarios medios de rama no elimina por completo dicho comportamiento estacional, que como se pudo observar en páginas anteriores es especialmente fuerte a partir de 1973, de forma que la dispersión de los salarios medios calculada sobre datos desestacionalizados sigue mostrando un componente estacional, como puede observarse en el GRAFICO II.4. Este es un serio inconveniente derivado de realizar la estimación del modelo econométrico con variables desestacionalizadas. Como advierte A. ESPASA, "en la especificación de modelos econométricos deben, normalmente, utilizarse variables originales y no variables que han sido previamente desestacionalizadas, ya que este último procedimiento puede distorsionar la relación de las variables en el modelo" (66).

Sin embargo, en este caso, como se ha explicado en páginas anteriores, nos hemos visto obligados a medir la dispersión salarial por ramas de actividad a partir de datos desestacionalizados para evitar que la serie de dispersión salarial no fuese el resultado de un conjunto de fenómenos institucionales sectoriales que sería imposible de tratar a nivel agregado. La persistencia de la estacionalidad en los residuos implica que el método X-11 no ha sido plenamente satisfactorio para la eliminación de la estacionalidad de estas series, y que sería necesario, para mejorar los resultados, incorporar el comportamiento estacional en la estructura del modelo.

Por otra parte, el gráfico de los residuos permite observar la presencia de una cierta heterocedasticidad, que también se manifiesta

---

(66) Cfr. A. ESPASA: "El problema de la desestacionalización de las series económicas. Métodos utilizados y su interpretación" Op. cit. Madrid. 1977.



ta en el gráfico media-rango correspondiente (GRAFICO II.8.). Sin embargo, se trata de un comportamiento de la varianza de los residuos que no desaparece en la transformación logarítmica de la serie, sino que al contrario el gráfico media-rango correspondiente empeora condicha transformación. Otras transformaciones BOX-COX no han sido ensayadas por la dificultad de encontrar interpretaciones económicas satisfactorias para  $\lambda \neq 0$  y  $\lambda \neq 1$  (67).

El comportamiento no estacionario de la varianza de los residuos se refleja en el alto valor del rango de variación de los residuos en la primera subserie (2º trimestre de 1963-1º trimestre de 1965) de las representadas en el gráfico media-rango correspondiente. Si se observa la evolución de la variable dependiente puede comprobarse que este comportamiento de los residuos puede deberse a que la fuerte ampliación de las diferencias salariales intersectoriales que tienen lugar durante dicho subperiodo no se encuentra satisfactoriamente explicada por la estructura del modelo estimado. Este hecho es, probablemente, una consecuencia de no haber incorporado, por las razones ya explicadas, algunos fenómenos institucionales de relevancia en la estructura de la ecuación a estimar. Porque, en efecto, la fuerte ampliación de las diferencias salariales que se observan en los primeros años del período puede ser atribuida a la progresiva extensión de la contratación colectiva. Como es sabido, aunque la contratación colectiva se instaure legalmente en 1958, su generalización no empieza a producirse hasta 1962 (68). Si

(67) Véase G.E.P.BOX y D.R.COX: "An Analysis of Transformations" Journal of Royal Statistics Society. Serie B nº 26. Pág.211.

(68) I.CRUZ y A.SERRANO afirman en el capítulo dedicado a la economía laboral del Anuario Económico de 1972: "La contratación colectiva no se hará efectiva hasta 1962, ya que las circunstancias que rodearon al Plan de Estabilización de 1959 obligaron a retrasar la aplicación práctica de la ley" Cfr. J.MUÑOZ, S.-

se analizan los datos de la aplicación de la contratación colectiva se puede comprobar la fuerte incidencia de los convenios negociados por primera vez durante dicho subperiodo. De todos los "primeros - convenios" negociados durante la década de 1963-1972, el 56.63% corresponde precisamente a los años 1963, 1964 y 1965. Los porcentajes de "primeros convenios" en cada año respecto del total en la - década considerada pone de manifiesto el fuerte impacto de la aplicación de la contratación colectiva en esos años. Si se tiene en - cuenta que la generalización de la negociación colectiva actuó en - el caso español como un mecanismo de diferenciación y de flexibilización salarial en relación al rígido sistema salarial vigente hasta entonces, la fuerte ampliación de los abanicos que se registra - durante el periodo y que no es adecuadamente explicada por el modelo, puede ser atribuida al comportamiento de esta variable institucional.

Desgraciadamente, esta interpretación no ha podido ser contrastada, y por lo tanto no puede considerarse como una explicación satisfactoria, ni resuelve los problemas econométricos derivados de la heterocedasticidad de los residuos en la estimación realizada. - Sería necesario realizar el análisis de intervención para contrastar la hipótesis apuntada.

Una segunda estimación se ha realizado con esta misma ecuación introduciendo directamente un desfase en la variable U. Los resultados han sido los siguientes:

ECUACION 2

$$CV_t = 981.170 - 286.376 U_{t-1}^{-1} + 54.1015 P_t + 0.625251 CV_{t-1}$$

(3.57)      (-2.33)                      (2.46)                      (5.96)

(0.1050)

$$R^2 = 0.8925 \quad \bar{R}^2 = 0.8856 \quad F = 130.09 \quad DW = 1.86 \quad K = 0.92$$

SE = 121.53

Al introducir con un retraso la variable U el parámetro estimado para esa variable resulta significativo. Este resultado es coherente con la estructura de retrasos que para esta variable se ha obtenido en otros ensayos, globalmente negativos, con polinomios de tercer y cuarto grado según la técnica de las variables de ALMON. Desde el punto de vista de los tests econométricos el resultado de esta estimación es superior al obtenido con la Ecuación 1.

Los residuos de la regresión aparecen en el GRAFICO II.9., y su análisis se recoge en el CUADRO 2.5. El valor de la media no es significativamente distinto de cero, y el estadístico  $X^2$  permite la aceptación de la hipótesis de ruido blanco. Sin embargo, la función de autocorrelación representada en el GRAFICO II.10. presenta un valor significativamente distinto de cero para el coeficiente de autocorrelación correspondiente al retardo 8 y valores altos, aun cuando dentro de la banda correspondiente a dos veces la desviación típica de los coeficientes de autocorrelación, para los retardos 9 y 16. Dicho comportamiento es debido, al igual que en la ecuación anterior, a la existencia de un cierto componente estacional que persiste en las series utilizadas. El gráfico media-rango (GRAFICO II.11.) presenta el mismo problema que el analizado en la ecuación anterior.

Al elevar a dos los retrasos introducidos en la variable U, los resultados obtenidos han sido los siguientes:

---

.../... (viene de la pag.134)

ROLDAN y J.L. GARCIA DELGADO: "La economía española 1972. Anuario del año económico" Ed. Cuadernos para el Diálogo, Madrid - 1973, pag. 194.

GRAFICO II.9.

137.

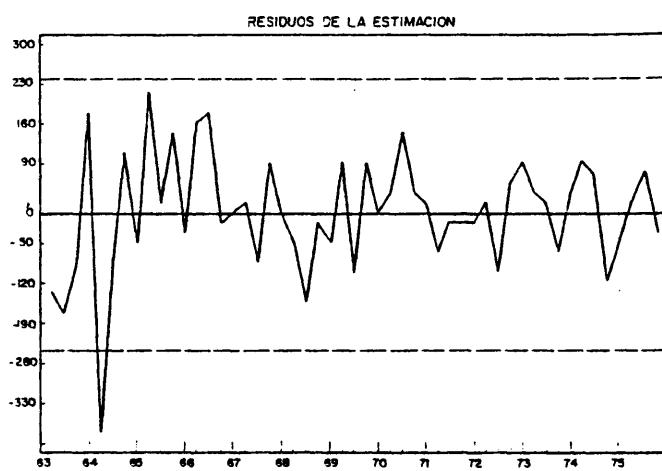


GRAFICO II.10.

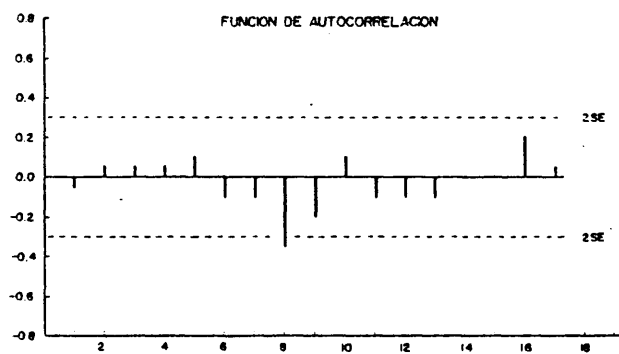
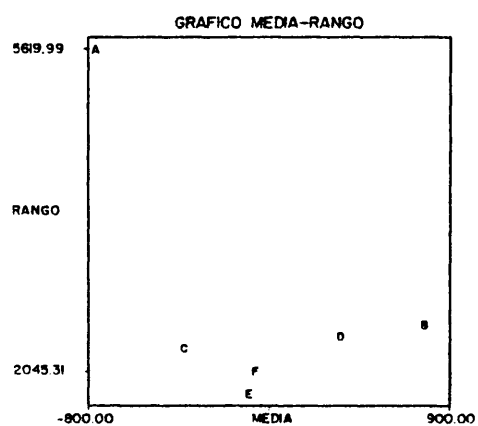


GRAFICO II.11.



CUADRO 2.5.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION 2

MEDIA DE LA SERIE = 2.8235       $t = 0.194221$

DESVIACION TIPICA = 103.8201

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 14.5377

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.050	0.037	0.057	0.058	
5	6	7	8	
0.122	-0.115	-0.102	-0.347	
9	10	11	12	
-0.185	0.081	-0.097	-0.099	
13	14	15	16	17
-0.086	-0.004	0.009	0.208	0.054

VALOR DE  $\chi^2 = 14.5$

SE = 0.140

ECUACION 3

$$CV_t = 1025.77 - 262.265 U_{t-2}^{-1} + 60.6075 P + 0.592110 CV_{t-1}$$

(3.32)      (-1.99)      (2.72)      (5.17)

(0.1144)

$$R^2 = 0.8882 \quad \bar{R}^2 = 0.8809 \quad F = 121.84 \quad DW = 2.05 \quad K = 0.08$$

SE = 120.953

En este caso el parámetro de U es también significativo, y el análisis de los residuos se presenta en los GRAFICOS II.12., II.13.

GRAFICO II.12.

139.

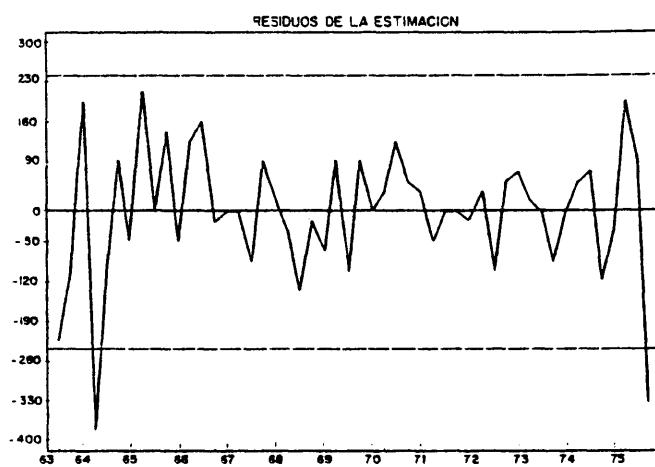


GRAFICO II.13.

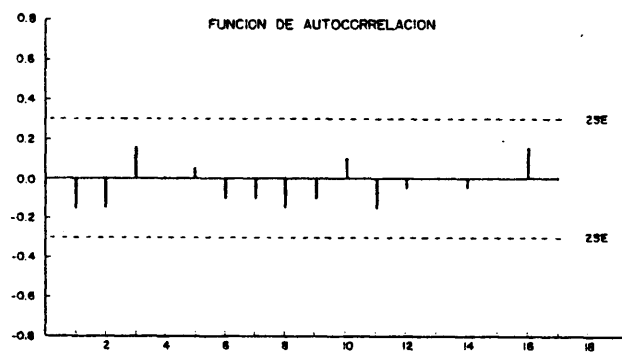
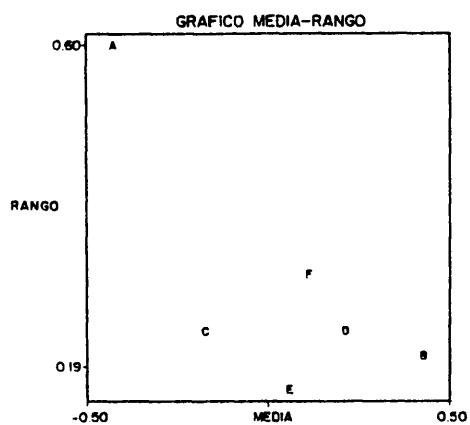


GRAFICO II.14.



y II.14, y en el CUADRO 2.6. Los valores de la media de los coeficientes de autocorrelación y del estadístico  $\chi^2$  permiten la aceptación de la hipótesis de ruido blanco, aunque en el gráfico medio-rango refleja el mismo problema en la varianza de los residuos que en las estimaciones anteriores.

Las estimaciones de las elasticidades en los valores medios de las variables realizadas según los parámetros de estas tres ecuaciones son las siguientes:

#### ELASTICIDADES

ECUACIONES	RESPECTO A U		RESPECTO A P		DESFASE MEDIO
	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	
1	0'0365	0'1142	0'0920	0'2881	2'1310
2	0'0749	0'1998	0'1017	0'2713	1'6685
3	0'0686	0'1681	0'1139	0'2792	1'4516

El signo de los parámetros estimados para la variable  $U^{-1}$  en estas ecuaciones indican la existencia de una relación directa entre el nivel de la dispersión de los salarios medios de rama y el nivel relativo de paro, confirmando el carácter anticíclico del movimiento de los diferenciales según las hipótesis anteriormente enunciadas. Sin embargo, las elasticidades con relación al nivel relativo de paro registrado no agrícola tienen valores bajos. En la Ecuación 2 es donde se alcanzan los valores más elevados, debido a que desde el punto de vista de la estructura de retrasos de esta variable parece ser la especificación más apropiada. En este caso la elasticidad a corto plazo indica que en el punto medio una variación del 10% en el nivel relativo de paro induce una variación en el mismo sentido de un 0'7% en el nivel de dispersión de los salarios medios sectoriales. Lógicamente, el valor estimado para el desfase medio se ve afec-

CUADRO 2.6.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION 3

MEDIA DE LA SERIE = -0'1800      t = 0'001097

DESVIACION TIPICA = 116'0481

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 16'4117

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4
-0'135	-0'132	0'148	0'016
5	6	7	8
0'070	-0'119	-0'078	-0'154
9	10	11	12
-0'118	0'115	-0'136	-0'068
13	14	15	16 17
-0'007	-0'050	-0'00	0'146 0'013

VALOR DE  $\chi^2 = 91$ 

SE = 0'141

---

tado por el hecho de que la variable U sea introducida con o sin -  
 retrasos, disminuyendo su valor conforme v n aumentando sus retra--  
 sos. En la Ecuaci n 2 el desfase medio es algo superior a un tri--  
 mestre y medio, alcanzando la elasticidad a largo plazo, cuando se  
 ha realizado el ajuste correspondiente a todos los retrasos, un va--  
 lor estimado del 20%. Dicho valor, aunque bajo, no es excesivamente  
 diferente del estimado por WACHTER para la dispersi n salarial para  
 las industrias de dos d gitos de la econom a americana para el pe--  
 riodo 1947-1967. En el citado art culo de WACHTER se encuentra una  
 relaci n altamente significativa entre la dispersi n salarial inter--  
 industrial medida por el coeficiente de variaci n y el nivel relati--



vo de paro. Siendo la elasticidad estimada en el punto medio aproximadamente 0.25 (69).

La relación de la dispersión salarial intersectorial con la tasa de variación de los precios al consumo en la estructura lineal - de estas ecuaciones es siempre positiva, indicando que los cambios en la tasa de variación de los precios ha actuado en la dirección de ampliar la dispersión salarial, de forma que las industrias con salario medio más elevado responden con más intensidad frente a los aumentos en la tasa de inflación. Los valores estimados para las elasticidades con relación a esta variable reflejan una mayor incidencia cuantitativa de la tasa de variación de los precios en el comportamiento de la dispersión salarial que la hallada en relación al exceso de oferta del mercado de trabajo. En la Ecuación 2 una variación del 10% en la tasa de inflación provoca una reacción a largo plazo en la misma dirección del 2.7% en la dispersión salarial.

Al incorporar sobre esta misma estructura de la ecuación la tasa de variación del nivel relativo de paro (TU) como variable explicativa, se han obtenido las siguientes estimaciones:

#### ECUACION 4

$$CV_t = 581.772 - 4.76879 TU_t + 73.7024 P_t + 0.657166 CV_{t-1}$$

(3.17)      (-1.89)      (2.98)      (6.30)

(0.1042)

$$R^2 = 0.8884 \quad \bar{R}^2 = 0.8812 \quad F = 124.66 \quad DW = 1.79 \quad K = 1.30$$

SE = 123.82

(69) Véase M.L. WACHTER: "Cyclical Variations in the Interindustry - Wage Structure" op.cit. pag.80.

ECUACION 5

$$CV_t = 1017.57 - 262.016 U_t^{-1} - 6.03831 TU_t + 71.7866 P_t + 0.575085 CV_{t-1}$$

(3.78)      (-2.14)      (-2.39)      (3.01)      (5.35)

(0.1075)

$$R^2 = 0.8985 \quad \bar{R}^2 = 0.8897 \quad F = 101.80 \quad DW = 1.80 \quad K = 1.24$$

SE = 119.34

ECUACION 6

$$CV_t = 1022.68 - 260.412 U_{t-1}^{-1} - 4.08335 TU_t + 70.7938 P_t + 0.574367 CV_{t-1}$$

(3.77)      (-2.14)      (-1.65)      (2.97)      (5.34)

(0.1076)

$$R^2 = 0.8985 \quad \bar{R}^2 = 0.8896 \quad F = 101.77 \quad DW = 1.7971 \quad K = 1.20$$

SE = 119.36

En la primera de estas estimaciones la inclusión de TU se ha realizado suprimiendo la variable U; en las otras dos la introducción se ha realizado manteniendo la variable U sin retrasos (Ecuación 5) y con un retraso (Ecuación 6). El parámetro estimado para TU solo resulta plenamente significativo en la ecuación 5. En la Ecuación 4 solo lo es al 10%, y en la Ecuación 6 no lo es. Si comparamos los resultados de la Ecuación 5 con los de la Ecuación 1 se puede comprobar que la inclusión de la tasa de variación del paro como variable explicativa da un carácter significativo al parámetro estimado para la variable U sin retrasos, del que carecía sin dicha inclusión. Este resultado, junto con los resultados de la estimación de la ecuación 2, que incluye los valores de la variable U con un retraso, permiten afirmar la influencia significativa del

primer retraso de la variable U en la especificación dinámica del modelo. El análisis de residuos de estas tres regresiones presentan resultados muy similares, por lo que sólo incluimos los correspondientes a la Ecuación 5, recogidos en el CUADRO 2.7., y en los GRAFICOS II.15, II.16. y II.17. El valor de la media no es significativamente distinto de cero, lo mismo ocurre con los valores de los coeficientes de autocorrelación. El correlograma no presenta una estructura significativa. El único problema sigue siendo, como en todas las ecuaciones anteriores, el gráfico media-rango que recoge la mayor varianza de los residuos en el primer subperíodo de la serie.

#### CUADRO 2.7.

##### ANÁLISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION 5

MEDIA DE LA SERIE = 8.4569       $t = 0.407758$

DESVIACION TIPICA = 113.0847

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 15.8350

##### VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4
-0.121	-0.029	-0.127	0.092
5	6	7	8
0.109	-0.139	0.016	-0.220
9	10	11	12
-0.062	0.012	-0.040	-0.021
13	14	15	16 17
-0.069	-0.042	-0.018	0.132 0.155

VALOR DE  $\chi^2 = 8.9$       SE = 0.140

GRAFICO II.15.

145.

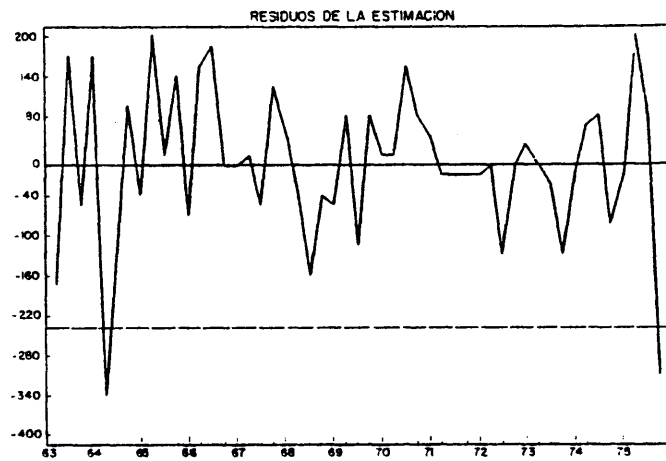


GRAFICO II.16.

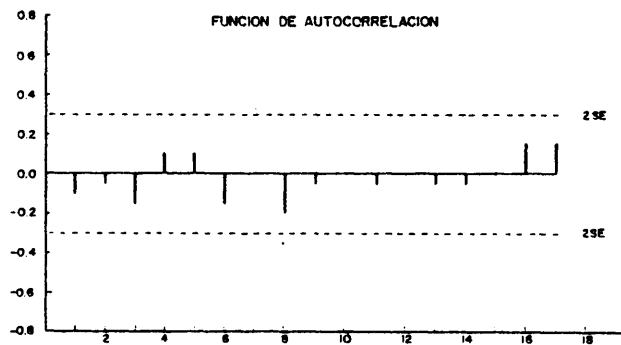
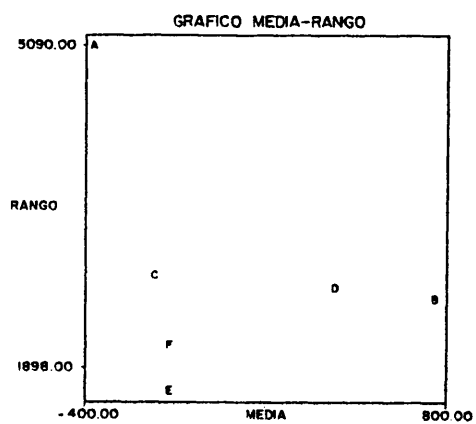


GRAFICO II.17.



Las elasticidades calculadas según los valores de los parámetros de estas ecuaciones son las siguientes:

ELASTICIDADES

	RESPECTO A U		RESPECTO A TU		RESPECTO A P		DESFASE
ECUACIONES	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	MEDIO
4			-0.0040	-0.0118	0.1385	0.4040	1.9169
5	0.0685	0.1612	-0.0051	-0.0120	0.1349	0.3175	1.3534
6	0.0681	0.1600	-0.0035	-0.0081	0.1330	0.3135	1.3494

La única variación significativa en las elasticidades de la dispersión salarial intersectorial respecto a las variables U y P - derivada de la incorporación de la tasa de variación del paro es un ligero aumento en las elasticidades con respecto a la tasa de variación del nivel precios al consumo, más sensible en la Ecuación 4, - donde TU reemplaza a U.

El aspecto más importante de estas nuevas estimaciones lo constituye la relación de la variable dependiente con la nueva variable introducida en la ecuación. Los parámetros estimados para la variable TU presentan sistemáticamente signo negativo, de forma que conjuntamente con el signo negativo que presenta la variable U elevada a menos 1 (relación positiva con U) debería ser interpretado como - que a un alto nivel de paro le corresponde un alto nivel de dispersión salarial, en consonancia con el carácter anticíclico de la dispersión salarial. En consecuencia, en situaciones con un mismo nivel de paro, le correspondería según las ecuaciones estimadas, un mayor nivel de dispersión salarial a aquella en la que el paro esté creciendo menos.

Sin embargo, los valores calculados en el punto medio estimado para las elasticidades de la dispersión salarial intersectorial con respecto a la tasa de variación del paro, son tan bajos que resultan prácticamente despreciables. Por ello, la posible mejora econométrica en el modelo estimado mediante la inclusión de la variable TU en la Ecuación 5, debe ser interpretada simplemente como una mejor aproximación a la estructura dinámica del modelo, y no como una aportación significativa al conocimiento del comportamiento cíclico de la dispersión salarial. Por ello, la inclusión de la variable TU afecta también a los parámetros estimados para la variable dependiente desfasada, reduciendo su valor y repercutiendo en una mayor velocidad de ajuste y en un desfase medio inferior que afecta a las elasticidades a largo plazo de todas las variables explicativas.

De todas formas, estos resultados ponen de manifiesto la totalidad de la especificación dinámica de este modelo, de forma que para avanzar en el conocimiento del comportamiento de la dispersión salarial sea necesario abordar en niveles más avanzados de esta investigación, la estimación de un modelo de transferencia con un solo output.

### 3.4.2. Ecuaciones estimadas con la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática

En este segundo bloque expondremos los resultados de aquellas ecuaciones que incorporan la hipótesis de BRONFENBRENNER y HOLZMAN respecto a la relación de la dispersión salarial con la tasa de variación de los precios al consumo. En general ninguna de las estimaciones realizadas con la incorporación de una relación cuadrática -

en la variable P son satisfactorias. Explicaremos estos resultados negativos a partir de las siguientes estimaciones:

ECUACION 7

$$CV_t = 478.931 - 190.779 U_{t-1}^{-1} + 338.683 P_t - 20.8446 P_t^2 + 0.464872 CV_{t-1}$$

(1.44)      (-1.55)      (2.88)      (-2.46)      (3.90)  
(0.1192)

$$R^2 = 0.9049 \quad \bar{R}^2 = 0.8967 \quad F = 109.47 \quad DW = 1.86 \quad K = 0.92$$

SE = 115.49

ECUACION 8

$$CV_t = 519.155 - 165.081 U_{t-2}^{-1} + 316.928 P_t - 18.9510 P_t^2 + 0.465402 CV_{t-1}$$

(1.36)      (-1.22)      (2.56)      (-2.10)      (3.70)  
(0.1258)

$$R^2 = 0.8982 \quad \bar{R}^2 = 0.8892 \quad F = 9.27 \quad DW = 1.93 \quad K = 0.29$$

SE = 116.70

ECUACION 9

$$CV_t = 187.367 - 3.14065 TU_t + 372.561 P_t - 22.3807 P_t^2 + 0.472335 CV_{t-1}$$

(0.83)      (-1.27)      (-2.67)      (-2.16)      (3.94)  
(0.1199)

$$R^2 = 0.9034 \quad \bar{R}^2 = 0.8950 \quad F = 107.50 \quad DW = 1.7339 \quad K = 3.39$$

SE = 116.447

ECUACION 10

$$\begin{aligned}
 CV_t = & 550.926 - 175.024 U_t^{-1} - 4.28766 TU_t + 316.401 P_t - 18.2709 P_t^2 \\
 & (1.60) \quad (-1.40) \quad (-1.66) \quad (2.64) \quad (-2.08) \\
 & + 0.451447 CV_{t-1} \\
 & (3.77) \\
 & (0.1196)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.9474 & \bar{R}^2 &= 0.8971 & F &= 88.17 & DW &= 1.76 & K &= 2.79 \\
 SE &= 115.494
 \end{aligned}$$


---

Como puede verse, en ninguna de estas cuatro ecuaciones los parámetros estimados para las distintas formas de introducir el nivel relativo de paro como variable explicativa resultan significativos. Además los residuos de estas regresiones presentan problemas de autocorrelación que obligan también a desestimar los resultados obtenidos con estas especificaciones de la ecuación. Los resultados del análisis de los residuos son muy similares en las cuatro ecuaciones, por lo que únicamente expondremos los correspondientes a la Ecuación 10 que salvo en la relación cuadrática con P es idéntica a la Ecuación 6. Los datos obtenidos para los residuos de esta ecuación aparecen en el CUADRO 2.8., y en los GRAFICOS II.18, II.19. y II.20. Aunque los tests correspondientes al valor medio y al estadístico  $X^2$  dan resultados positivos, puede observarse en la función de autocorrelación la existencia de una cierta estructura que indica que las autocovarianzas de los coeficientes de autocorrelación no son nulos, de forma que los residuos no se ajustan a la hipótesis de ruido blanco que el modelo requiere.

La estructura de este correlograma presenta indicios de que - junto al componente estacional que persiste en los residuos de algu



CUADRO 2.8.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION 10

MEDIA DE LA SERIE = 0'4118       $t = 0'002716$

DESVIACION TIPICA = 108'2594

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 15'1594

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
0'084	-0'039	0'077	0'130	
5	6	7	8	
0'087	-0'115	-0'122	-0'253	
9	10	11	12	
-0'145	0'036	-0'146	-0'139	
13	14	15	16	17
-0'108	-0'072	-0'033	0'152	0'089

VALOR DE  $\chi^2 = 12'4$        $SE = 0'140$

nas de las otras estimaciones existe en este caso además cierto com-  
ponente regular que autocorrelaciona los residuos entre si, pues -  
aunque los valores de los coeficientes de autocorrelación correspon-  
dientes a los primeros retardos sean bajos, los valores de los coe-  
ficientes de autocorrelación próximos a los retardos estacionales -  
parecen indicar la existencia de un efecto debido a la interacción  
del componente estacional y del componente regular.

Sin embargo, es necesario considerar que dadas las limitacio-  
nes en la especificación del modelo, estos resultados negativos ob-  
tenidos en estas estimaciones pudieran ser debidos a la dificultad  
para recoger, con la técnica empleada, la estructura dinámica de -

GRAFICO II.18.

151.

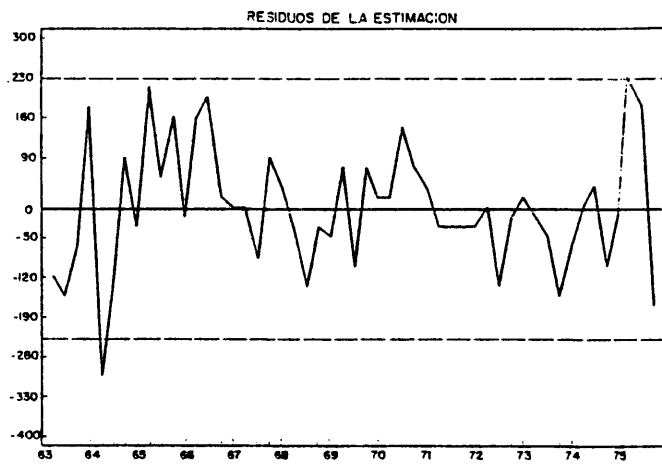


GRAFICO II.19.

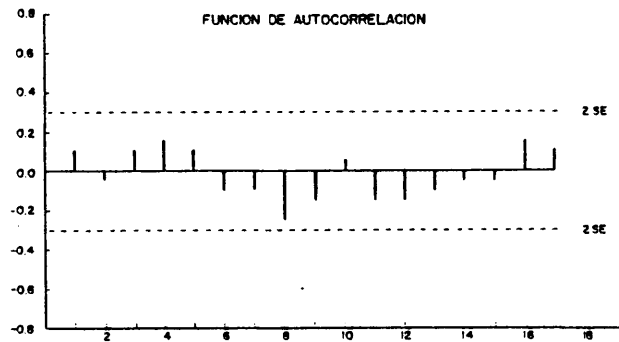
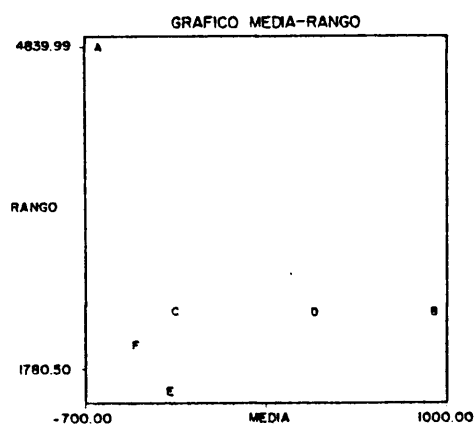


GRAFICO II.20.



los retrasos de la variable U, de forma que mejorándose la especificación dinámica del modelo se podría encontrar evidencia empírica - a favor de la hipótesis de BRONFENBRENNER y HOLZMAN. Por ello puede tener un cierto interés el análisis del comportamiento de la elasticidad de la dispersión salarial intersectorial con relación a la tasa de variación de los precios, a pesar del carácter globalmente insatisfactorio de estas estimaciones.

ELASTICIDADES CON RELACION A P

ECUACIONES	EN EL VALOR MEDIO		EN EL VALOR MINIMO		EN EL VALOR MAXIMO		DESFASE MEDIO
	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	
7	0'2332	0'4358	0'3133	0'5855	-0'1127	-0'2107	0'8687
8	0'2289	0'4282	0'2985	0'5584	-0'0770	-0'1440	0'8707
9	0'2671	0'5062	0'3499	0'6632	-0'0958	-0'1816	0'8951
10	0'2411	0'4395	0'3042	0'5546	-0'0436	-0'0794	0'8230

La primera consideración que surge del cuadro anterior es que - la introducción de la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática afecta muy sensiblemente, en todas las estimaciones realizadas con esta especificación, al valor del parámetro de la variable dependiente desfasada, de forma que la velocidad de ajuste resulta considerablemente mayor a la que se obtenía en las estimaciones con P en forma lineal, situándose el desfase medio aproximadamente en 0'85. A la vista de ello se plantea la duda sobre si el valor de los parámetros de P y de  $P^2$  esté afectado por el hecho de que la variable P en forma cuadrática absorba parte de la explicación que realmente correspondería al impacto retrasado de las restantes variables explicativas.

Los valores de las elasticidades de la dispersión salarial con relación a la tasa de variación de los precios son altamente homogéneos para las cuatro ecuaciones presentadas. En todas ellas se produce a lo largo del periodo estudiado una inversión en el signo de las elasticidades, pasando de valores positivos a valores negativos. La inversión de los signos de las elasticidades es coherente con la hipótesis de BRONFENBRENNER y HOLZMAN que postula un efecto de ampliación de las diferencias salariales para tasas bajas de inflación y un efecto contrario para tasas altas de inflación.

Sin embargo hay que subrayar que el efecto dominante durante todo el periodo es, según se deriva de estas ecuaciones, de carácter positivo. Excepto para las elevadas tasas de inflación que se registran en las últimas observaciones de la muestra, la inflación tiene un efecto neto de ampliación de las diferencias entre los salarios medios sectoriales. Así la inversión del signo de la elasticidad se produce para cada ecuación a las siguientes tasas de inflación: 8.12% en la Ecuación 7; 8.36% en la Ecuación 8; 8.32% en la Ecuación 9 y 8.60% en la Ecuación 10. Umbrales que sólo se ven superados en los tres o cuatro últimos trimestres del periodo.

Además los valores calculados indican una influencia cuantitativa muy notable de la tasa de variación del índice del coste de la vida sobre el comportamiento de la dispersión salarial. Pues, por ejemplo, en la Ecuación 7, según la elasticidad en los valores medios, un incremento de la tasa de inflación de un 10% provocaría un efecto total a largo plazo de aumento de la dispersión salarial en un 4.4%. Estos datos contrastan fuertemente con la pequeña dimensión del efecto total de los precios estimado por WACHTER utilizando una ecuación muy similar a esta, con la tasa de variación de los precios en forma cuadrática, para la economía americana en el perio-

do 1947-1967. "La elasticidad del coeficiente de variación -en el - estudio de WACHTER medido en su media con respecto al efecto total de los precios, medido en el punto de mayor efecto positivo, es sólo 0.09" (70).

### 3.5. INTERPRETACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS EN LAS ESTIMACIONES ECONOMETRICAS

Del análisis econométrico realizado se pueden obtener algunas conclusiones, que aunque no pueden pretender un carácter definitivo, esclarecen algunos extremos importantes sobre el comportamiento de la estructura salarial interindustrial española. Con estas conclusiones se supera el conocimiento que los análisis a nivel descriptivo habían proporcionado hasta el momento, aunque la aplicación de técnicas más avanzadas, especialmente las del análisis multivariante de series temporales, puedan mejorar considerablemente en el futuro los resultados conseguidos en este trabajo.

En primer lugar parece corroborarse la existencia de una sensibilidad de la estructura salarial interindustrial española respecto a la situación de tensión existente en el mercado de trabajo a nivel agregado, medida por el nivel relativo de paro registrado no agrícola. La aceptación de dicho resultado puede establecerse tanto por el carácter positivo de algunas de las regresiones realizadas como por el hecho de que a especificaciones similares de la ecuación estimada han correspondido resultados altamente homogéneos.

Para interpretar los resultados obtenidos con la variable U -

(70) Cfr. M.L. WACHTER: "Cyclical Variations in the Interindustry Wage Structure" Op.cit. pag.81

hay que tener en cuenta que la relación establecida en el modelo no es lineal. Las estimaciones realizadas con esta relación no lineal han sido superiores a las conseguidas relacionando linealmente ambas variables. La relación estimada indica que a mayor nivel relativo de paro corresponde un nivel de dispersión salarial mayor, de forma que la estructura salarial española tiene un comportamiento anticíclico perfectamente coherente con las hipótesis formuladas al respecto en la primera parte de este capítulo, pero que dicha relación se ve progresivamente debilitada cuanto más alto va siendo el nivel relativo de paro.

Ella quiere decir que la rigidez institucional del mercado de trabajo español no ha impedido la sensibilidad de la estructura salarial frente a las condiciones cambiantes del mercado, sin que ello signifique negar el papel decisivo que las peculiares fuerzas institucionales que han actuado en el mercado de trabajo español durante el periodo en cuestión han podido desempeñar en la determinación de los salarios.

Quizá pudiera interpretarse que los valores relativamente bajos de las elasticidades de la dispersión salarial interindustrial con relación al nivel relativo de paro como síntoma de una sensibilidad cuantitativamente pequeña.

Sin embargo tal conclusión sería a mi juicio abusiva si se tienen en cuenta los siguientes elementos: 1) La baja calidad estadística de todos los datos referentes al paro en España durante este periodo, y por lo tanto de la serie de nivel relativo de paro registrado no agrícola utilizada en estos análisis de regresión. 2) La especificación dinámica del modelo que se ha realizado confiere un carácter poco riguroso a las posibles estimaciones de las elasticidades. 3) Las diferencias estructurales con otros modelos ajustados

para los datos de otros países impiden una comparación rigurosa con los valores estimados para las mismas elasticidades en esos países.

4) Incluso en los modelos sobre el comportamiento agregado de los salarios en España en el mismo periodo de tiempo las elasticidades con respecto al nivel relativo de paro son pequeñas, sin que haya sido posible establecer una conclusión clara al respecto.

Por estas razones la existencia de una sensibilidad de la estructura salarial interindustrial al exceso de oferta del mercado de trabajo es un resultado más cierto que el referente a la posible escasa significación cuantitativa del mismo que sólo puede mantenerse a nivel conjetural sin que exista evidencia concluyente sobre ello.

En este aspecto por lo menos, el funcionamiento del mercado de trabajo español no ha sido tan diferente, como en ocasiones se ha supuesto, del registrado en otros mercados de trabajo con una ordenación institucional marcadamente diferente. Y la hipótesis de una determinación completamente exógena de la estructura salarial interindustrial debe ser rechazada.

La incorporación de la variable TU que en algunos casos mejora levemente los resultados econométricos no aporta nuevos elementos al conocimiento del comportamiento de la estructura salarial interindustrial. El signo negativo con el que aparece en todas las estimaciones realizadas no contradice el carácter anticíclico anteriormente establecido, pues puede ser el resultado del carácter no lineal de la relación entre CV y U. Por otra parte el bajo valor de los parámetros estimados para esta variable, le confieren una significación cuantitativa despreciable. Este resultado también es coherente con los resultados obtenidos con la incorporación de esta variable en los modelos sobre el comportamiento agregado de los sala-

rios (71).

Los resultados obtenidos con la variable tasa de variación del índice del coste de la vida son mejores los correspondientes a una relación lineal que los correspondientes a la relación cuadrática - ensayada. En primer lugar porque los residuos de las regresiones en las que los precios se incorporaban en forma cuadrática en general presentan autocorrelación serial, y en segundo lugar porque la incorporación de dicha relación afecta muy sensiblemente al desfase medio introduciendo un aumento considerable en la velocidad de ajuste para todas las variables independientes, lo que da pie a pensar que el término de la tasa de variación del índice del coste de la vida al cuadrado pudiera estar absorbiendo parte de los impactos - retrasados de las restantes variables explicativas.

Por eso aunque los resultados obtenidos con esta estructura de la ecuación son en principio coherentes con la hipótesis de BRONFEN BRENNER y HOLZMAN, la superioridad de los resultados obtenidos con una relación lineal entre ambas variables desaconsejan su toma en consideración, aunque ello no es obstáculo para que en futuros trabajos se pueda mejorar la especificación del modelo incorporando la relación cuadrática. La interpretación de los resultados obtenidos con las ecuaciones que incorporan la tasa de variación de los precios en forma lineal presenta algunas dificultades. Estos resultados establecen la existencia de una relación positiva y cuantitati-

---

(71) En las estimaciones realizadas por ANA SANCHEZ para el comportamiento de la tasa de variación de los salarios a nivel agregado mediante ecuaciones tipo Phillips no se encontró ninguna relación significativa con la tasa de variación del nivel relativo de paro. Véase A. SANCHEZ: "Relaciones econométricas sobre precios y salarios en la economía española" op.cit. pag.46.



vamente importante entre la dispersión salarial interindustrial y la tasa de variación del índice del coste de la vida, de forma que las distintas velocidades de reacción de los salarios medios de las industrias ante los cambios en el nivel de precios tienen un efecto neto de ampliación en las diferencias salariales entre las industrias.

Sin embargo es posible que dicha relación esté absorbiendo al menos en parte algunos de los factores explicativos del comportamiento tendencial de la dispersión salarial interindustrial que no han podido ser incluidos en la ecuación. Durante el periodo estudiado el proceso de crecimiento de la economía española y de reconversión industrial ha alterado con seguridad la distribución sectorial de las productividades medias del trabajo y de los respectivos grados de concentración, en consecuencia cabe esperar que ambos factores han podido coadyuvar a la progresiva ampliación de las diferencias salariales entre sectores. La ausencia en la ecuación de variables que puedan recoger la evolución de la dispersión intersectorial de la productividad y del grado de concentración - por las razones ya explicadas -, puede provocar que la parte del comportamiento de la dispersión salarial atribuible a estas variables quede absorbida por la variable tasa de variación de los precios que tiene un claro componente tendencial. Ello ha permitido la obtención de algunos resultados aceptables en las regresiones a pesar de la obligada omisión de las variables citadas, pero dificulta la interpretación de los parámetros y de las elasticidades estimadas para la variable P.

A pesar de ello estos resultados permiten deducir la escasa virtualidad que los efectos "spillover" han tenido en el caso español durante el periodo en cuestión. Porque ya sea mediante una in--

interpretación que impute totalmente a las distintas velocidades de reacción de los salarios medios de las industrias el alto impacto cuantitativo de P en la dispersión salarial interindustrial, ya sea mediante una interpretación que lo atribuya parcialmente a ello y - parcialmente a las variables omitidas, la conclusión es la existencia de una respuesta salarial diferenciada por sectores, que repercute en ampliaciones, por un motivo u otro, de la dispersión salarial interindustrial. Los efectos "spillover" constatados en otros mercados de trabajo, tienden por el contrario, tal y como se ha expuesto en páginas anteriores, a generalizar las subidas salariales desde unos sectores a otros, dando una considerable rigidez y estabilidad al estado de la dispersión salarial. Rigidez que se traduce en una mayor homogeneidad en la respuesta frente a los cambios en los precios, aún en presencia de otros factores diferenciales derivados de los cambios en la distribución sectorial de la productividad o del grado de concentración.

MEHRA ha propuesto recientemente un test econométrico para - identificar la existencia y la estructura de los efectos "spillover" en la determinación de los salarios, prescindiendo de la definición apriorística de algún conjunto de salarios que desempeñen la función de liderazgo. La técnica consiste en descomponer los cambios salariales de cada sector en un componente determinístico, explicado por las variables sectoriales correspondientes y en un componente residual. El estudio de las correlaciones entre los residuos correspondientes a las distintas industrias permite realizar inferencias sobre la interdependencia de los cambios de salarios en las diferentes industrias (72).

(72) Véase Y.P. MEHRA: "Spillovers in Wage Determination in U.S. Manufacturing Industries" Review of Economics and Statistics. - Agosto 1976. Págs. 300-311; y una réplica a dicho trabajo des-  
.../...

Desgraciadamente, tal procedimiento requiere la previa estimación de las ecuaciones de salarios sectoriales. Tarea que como se ha dicho en otro momento de este trabajo, en el caso español es poco menos que imposible dada la carencia de datos sectoriales homogéneos con la información de la encuesta de salarios.

En ausencia de otras comprobaciones más directas, el resultado obtenido puede ser interpretado al menos como reflejo de una debilidad considerable en los mecanismos de transmisión de las alzas salariales desde unos sectores a otros. Este fenómeno puede considerarse como uno de los efectos más claros de la peculiar configuración institucional del mercado de trabajo español sobre el comportamiento de la estructura salarial, pues sin duda esta débil transmisión de las elevaciones salariales es atribuible a la inexistencia durante el período de los sindicatos libres.

Tanto los institucionalistas como los teóricos puros han coincidido con argumentaciones distintas, en atribuir al sindicato una función efectiva en la homogeneización de las alzas salariales por sectores, ya sea porque al sindicato le corresponde un papel preponderante en la fijación de los salarios (versión institucionalista), ya sea porque el sindicato se convierte en el mecanismo fundamental de diseminación de la información en un mercado de trabajo imperfecto (versión ortodoxa).

Debe notarse que la existencia de un cierto movimiento obrero

---

.../...

de la perspectiva más tradicional del análisis de los efectos "spillovers" en L.N. CHRISTOFIDES, R. SWIDINSKY y D.A. WILTON: "A Microeconomic Analysis of Spillovers within the Canadian Wage Determination Process" Review of Economics and Statistics Mayo 1980. Pags. 213-221.

durante el periodo considerado, en la clandestinidad o en la ilegalidad, no contradice, a estos efectos, el supuesto de inexistencia de sindicatos libres. Pues la acción del movimiento obrero en esas condiciones es obligadamente limitada y parcial y en esa medida incide en la dirección de ampliar las diferencias salariales, al carecer por completo de mecanismos eficaces para la generalización y homogeneización de las alzas salariales conseguidas en algunos sectores (73).

Podemos pues sintetizar los resultados alcanzados con el análisis econométrico realizado sobre el comportamiento de la estructura salarial interindustrial diciendo que el comportamiento cíclico de dicha estructura es coherente con las hipótesis que establecen que en las fases de auge se produce un estrechamiento relativo en la dispersión salarial, mientras que el incremento en el nivel relativo de paro tiende a aumentar las diferencias salariales por sectores. Y que la relación con la tasa de variación de los precios revela una escasa incidencia de los efectos "spillover". Ambas cuestiones interpretadas conjuntamente permiten rechazar la existencia de un comportamiento exógeno de la estructura salarial, supuestamente originada por la rigidez institucional. Las peculiaridades institucionales no han impedido un comportamiento flexible de la estructura salarial, sino que más bien al contrario la inexistencia de sindicatos libres ha dado al sistema un grado de libertad mayor para los ajustes de la estructura salarial, al eliminar o al menos reducir la importancia de los efectos "spillover".

---

(73) Véase A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "Salarios y mercado de trabajo en España". Op.cit. pag. 238.

### 3.6. MODELIZACION UNIVARIANTE DE LA DISPERSION SALARIAL INTERINDUSTRIAL

La existencia o no de un comportamiento cíclico en la estructura salarial interindustrial se puede abordar también mediante la modelización univariante de la serie de dispersión salarial interindustrial. Por ello ha parecido conveniente complementar el análisis de regresión realizado en epígrafes anteriores con una aplicación de las técnicas de análisis univariante a esta serie de dispersión salarial.

La serie objeto del análisis univariante es la de los coeficientes de variación calculados a partir de las series originales de los salarios medios de cada una de las quince ramas de actividad que es la recogida en el CUADRO 2.1., y que aparece representada como perfil A en el GRAFICO II.1. Para distinguirla de la variable de pendiente del análisis de regresión la denominaremos  $\overline{CV}$  (74).

La variable  $\overline{CV}$  (75) tiene un comportamiento no estacionario en su media y en su varianza y presenta un fuerte componente estacional debido, como ya se ha dicho, a las diferencias de calendario y en las magnitudes relativas de las pagas extraordinarias y de otras retribuciones variables entre las distintas ramas de actividad.

El tipo de heterocedasticidad de la variable  $\overline{CV}$  no indica la existencia de una relación entre la varianza y el cuadrado de la va

---

(74) La modelización univariante de esta serie se ha realizado bajo la dirección de A. ESPASA en el marco del curso de predicción monetaria impartido por él en el Centro de Formación del Banco de España.

(75) Los valores de la variable  $\overline{CV}$  son los del coeficiente de variación multiplicados por 10.000.

riable (es fácilmente observable que la varianza es mayor tanto al principio como al final del periodo), de modo que la heterocedasticidad no se elimina mediante la transformación BOX-COX con  $\lambda = 0$ . - De todas formas el hecho de que la transformación logaritmica amino re considerablemente este problema aconseja la utilización de esta transformación, aunque en principio al ser el coeficiente de varia- ción un estadístico homogéneo no pudiera parecer necesario este tipo de transformación.

En el CUADRO 2.9. se recogen los valores de algunos estadísticos referentes a las distintas diferenciaciones de la serie original y de su transformación logaritmica. La evolución de la media, - de la desviación típica y del estadístico BOX-PIERCE, en las sucesi-  
vas diferenciaciones dejan lugar a pocas dudas sobre la necesidad - de tomar una diferencia regular y una diferencia estacional. Los co-  
rrelogramas de estas series confirman con toda claridad esta necesi-  
dad. Igualmente se puede aceptar como estacionaria la transforma-  
ción  $\Delta \Delta_4 \log \bar{CV}$  aunque el comportamiento de la varianza sigue sin  
ser estacionario. En el GRAFICO II.21 se representa esta transforma-  
ción. Procederemos a la identificación inicial del modelo univarian-  
te de la variable  $\bar{CV}$  a partir de los correlogramas simple y parcial  
de la transformación  $\Delta \Delta_4 \log \bar{CV}$  que aparecen en los GRAFICOS II.22.  
y II.23.

La estructura del correlograma simple en la parte regular y los valores de los coeficientes de autocorrelación parcial correspon-  
dientes al primer y segundo retardo sugieren la existencia de un -  
proceso autorregresivo de segundo orden con raíces complejas. Aun-  
que como opción alternativa pudiera plantearse la existencia de una  
media móvil de primer orden en la parte regular del proceso.

Los valores de los coeficientes de autocorrelación correspon--

164.

CUADRO 2.9.

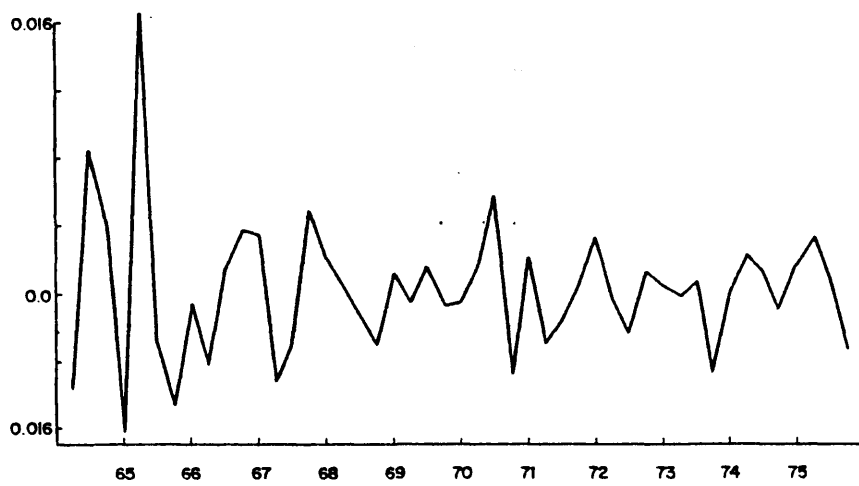
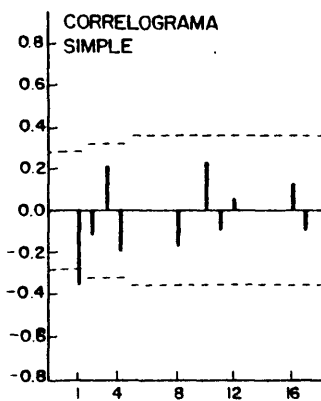
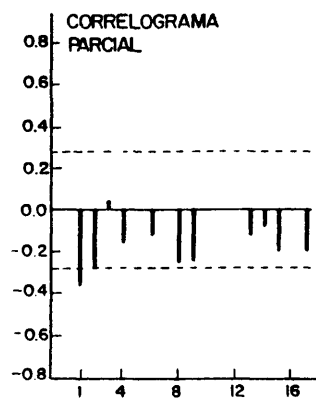
VARIABLE CV

<u>Diferencias</u>	<u>Media</u>	<u>Desviación típica</u>	<u>g (7)</u>
(0,0)	2770 (47.90)	417	130
(1,0)	14.0 (1.96)	327	98.8
(1,1)	1.49 (0.0491)	208	15.7

VARIABLE Log CV

(0,0)	7.92 (370.9)	0.154	136
(1,0)	0.00567 (0.3648)	0.111	85.9
(1,1)	0.000406 (0.0335)	0.0831	18.7

dientes a los retardos estacionales siguen una estructura decreciente en el correlograma simple, mientras que en el correlograma parcial solo aparecen valores significativos en los retrasos 4 y 8. El carácter trimestral de la serie impide obtener conclusiones en la identificación a partir de la interacción entre la parte regular y

GRAFICO II.21.VARIABLE  $\Delta\Delta_4 \text{ Log } \overline{CV}$ GRAFICO II.22.GRAFICO II.23.



la parte estacional del proceso (76). En principio se puede identificar un proceso autorregresivo de segundo orden en la parte estacional, que también en este caso podría sustituirse por una media móvil de primer orden.

En consecuencia, la fase de identificación conduce al siguiente modelo:

#### MODELO 1

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) (1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \text{ Log CV} = a_t$$

Y para la validación de este modelo deben estimarse los siguientes modelos alternativos:

#### MODELO 2

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) \Delta \Delta_4 \text{ Log CV} = (1 - \theta_4 L^4) a_t$$

#### MODELO 3

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) (1 - \phi_4 L^4) \Delta \Delta_4 \text{ Log CV} = (1 - \theta_4 L^4) a_t$$

Este modelo sería una alternativa más general a la del modelo 2 introduciendo un ARMA (1,1) en la parte estacional.

#### MODELO 4

$$(1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \text{ Log CV} = (1 - \theta_1 L) a_t$$

---

(76) Véase D. PEÑA: "Interacción en la identificación de modelos ARMA univariantes" Cuadernos Económicos de ICE nº 11-12, 1979 - pags. 7-35.

La estimación del modelo 1 por el método de la predicción hacia atrás ha proporcionado los siguientes resultados:

MODELO 1

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) (1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \text{Log CV} = a_t$$

$$\phi_1 = -0.45 \quad (-4.34) \quad \text{SCR} = 0.0873716$$

$$\phi_2 = -0.33 \quad (-3.10) \quad \sigma^2 = 0.00264763$$

$$\phi_4 = 0.29 \quad (-2.74)$$

$$\phi_8 = -0.21 \quad (-2.24)$$

$$\text{MEDIA DE LOS RESIDUOS} = 0.00139 \quad t = 0.1402$$

$$\text{DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA} = 0.0092$$

$$Q(5) = 0.40$$

$$Q(9) = 3.50$$

$$Q(13) = 6.50$$

$$Q(17) = 8.00$$

Los polinomios autorregresivos tienen raíces complejas y generan dos pseudociclos de 3.17 trimestres y de 3.32 años de duración respectivamente. Tales ciclos parecen corresponderse con la evolución observada en la variable  $\overline{\text{CV}}$ . La existencia de un ciclo de 3.32 años en el comportamiento de la dispersión salarial constituye una conclusión altamente significativa.

Este comportamiento cíclico es similar al registrado por la economía española durante el periodo. Los diversos modelos univarian

tes sobre indicadores de coyuntura indican la existencia de un ciclo de duración comprendida entre los tres y los cuatro años (77) y la modelización de la serie del paro registrado no agrícola refleja un ciclo de duración aproximada (78).

En este sentido el resultado del análisis univariante es convergente con los obtenidos en los modelos econométricos uniecuacionales que relacionan la dispersión salarial interindustrial con el nivel relativo de paro y la tasa de variación de los precios.

Este modelo puede desarrollarse de la siguiente forma:

$$(1 + 0.45 L + 0.33 L^2) (1 + 0.29 L^4 + 0.21 L^8) (1 - L) (1 - L^4)$$

$$\text{Log } \overline{CV}_t = a_t \quad \text{teniendo en cuenta que}$$

$$(1 - L) \text{Log } \overline{CV}_t = \text{Log } \overline{CV}_t - \text{Log } \overline{CV}_{t-1} = \text{Log } \frac{\overline{CV}_t}{\overline{CV}_{t-1}} \approx \frac{\dot{\overline{CV}}_t}{\overline{CV}_t}$$

siendo  $\overline{CV}_t$  la tasa de variación intertrimestral de la dispersión salarial interindustrial. De forma que

$$(1 + 0.45 L + 0.33 L^2 - 0.71 L^4 - 0.32 L^5 - 0.23 L^6 - 0.08 L^8 - 0.04 L^9 - 0.03 L^{10} - 0.21 L^{12} - 0.09 L^{13} - 0.07 L^{14}) \frac{\dot{\overline{CV}}_t}{\overline{CV}_t} = a_t$$

y por lo tanto

$$\begin{aligned} \frac{\dot{\overline{CV}}_t}{\overline{CV}_t} = & -0.45 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-1}}{\overline{CV}_{t-1}} - 0.33 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-2}}{\overline{CV}_{t-2}} + 0.71 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-4}}{\overline{CV}_{t-4}} + 0.32 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-5}}{\overline{CV}_{t-5}} \\ & + 0.23 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-6}}{\overline{CV}_{t-6}} + 0.08 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-8}}{\overline{CV}_{t-8}} + 0.04 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-9}}{\overline{CV}_{t-9}} + 0.03 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-10}}{\overline{CV}_{t-10}} \\ & + 0.21 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-12}}{\overline{CV}_{t-12}} + 0.09 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-13}}{\overline{CV}_{t-13}} + 0.07 \frac{\dot{\overline{CV}}_{t-14}}{\overline{CV}_{t-14}} + a_t \end{aligned}$$

Según lo cual la tasa de variación de la dispersión salarial - depende negativamente de las tasas registradas en los dos periodos inmediatamente anteriores y positivamente de lo ocurrido uno, dos y tres años atrás. La importancia del parámetro correspondiente a  $t-12$  refleja el comportamiento cíclico aludido y el signo negativo del parámetro correspondiente a  $t-1$  implica la existencia de una - tendencia a la corrección de las variaciones experimentadas en el - estado de la dispersión salarial interindustrial que refleja una - inercia al mantenimiento en el nivel de dispersión.

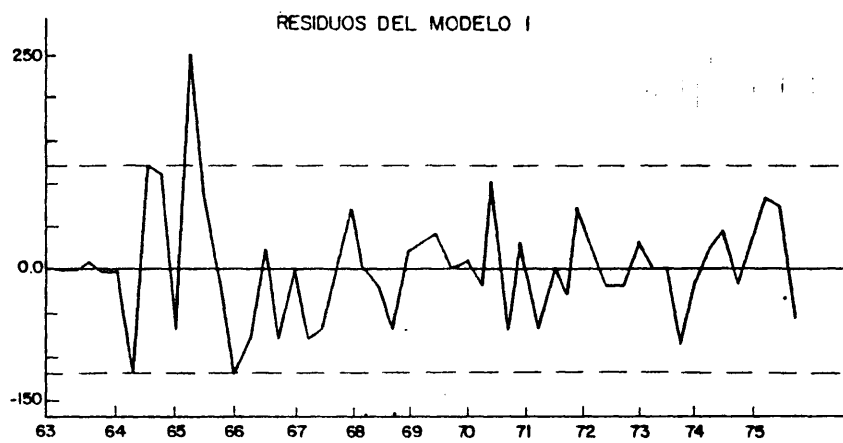
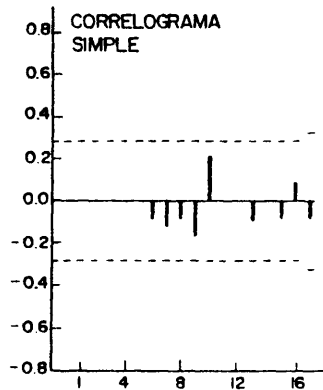
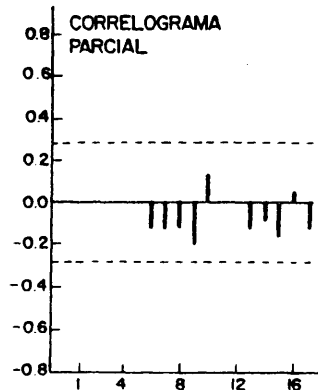
Los residuos de la estimación de este modelo se presentan en - el GRAFICO II.24. Aunque sólo aparece un residuo atípico (superior a dos veces la desviación típica) en la observación 10, correspondiente al II trimestre de 1965 con un valor de 0'253, la serie residual presenta los dos problemas siguientes:

- a) La varianza de la serie residual es considerablemente mayor durante los años 1964 y 1965.
- b) La serie residual presenta un claro comportamiento interanual durante 1974 y 1975, que se corresponde perfectamente con la variación que en ellos experimenta la variable -

---

(77) Por ejemplo en A. ESPASA: "Un modelo univariante para el indicador económico de cartera de pedidos" Fotocopiado. Banco de España. Madrid s/f. Se establece un comportamiento pseudocíclico - de tres años de duración y en G. GOMEZ JAREÑO: "Aplicación de la metodología Box-Jenkins al índice de protesto de efectos. - Un ejercicio de análisis univariante" Fotocopiado. Banco de España. Madrid 1981, la duración del ciclo es de cuatro años.

(78) Vease A. ESPASA: "El paro registrado no agrícola. 1964-1976: Un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas" Op.cit.

GRAFICO II.24.GRAFICO II.25.GRAFICO II.26.

CV.

La primera anomalía corresponde a la incidencia de la expansión de la contratación colectiva durante esos años. Durante 1964 y 1965 se firman una gran proporción de "nuevos convenios", lo que contribuye a ampliar sensiblemente la dispersión salarial interindustrial. La segunda anomalía está relacionada con el problema de la heterocedasticidad, pues como puede observarse en la serie original, las variaciones estacionales aumentan considerablemente su intensidad en los dos últimos años, de forma que la parte estacional del modelo no es capaz de recoger estas variaciones más intensas.

Los correlogramas simple y parcial de la serie residual, que aparecen en los GRAFICOS II.25. y II.26. no presentan ningún tipo de problemas y permiten aceptar los resultados de esta estimación.

Cuando se sustituye el factor autorregresivo estacional por una media móvil de primer orden, según el modelo 2, la estimación indica que el polinomio autorregresivo de segundo orden se puede aproximar por una media móvil con  $\Theta_4 = 0.45$ . Sin embargo, los residuos de esta estimación plantean mayores problemas que la estimación del modelo 1.

La estimación del modelo 3, en el que se introduce un proceso ARMA (1,1) en la parte estacional, presenta una correlación alta entre los parámetros  $\phi_4$  y  $\Theta_4$ , siendo sus valores  $\phi_4 = -0.81 (-4.97)$  y  $\Theta_4 = 0.86 (-5.58)$ , de forma que puede considerarse la existencia de cancelación de factores. En el modelo que resulta de la eliminación de los factores cancelados, que es un modelo autorregresivo de segundo orden de carácter regular, el parámetro  $\phi_1$  no resulta significativo y los residuos presentan estacionalidad. De esta forma el único modelo que en su estimación ha presentado resultados comparables a los del modelo 1 es el modelo 4, en el que el factor

autorregresivo regular se sustituye por una media móvil de primer orden. El resultado de esta estimación es el siguiente:

MODELO 4

$$(1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \text{Log CV} = (1 - \theta_1 L) a_t$$

$$\theta_1 = 0.55 \quad (6.52) \quad \text{SCR} = 0.08332371$$

$$\phi_4 = -0.18 \quad (-1.95) \quad \sigma^2 = 0.00231214$$

$$\phi_8 = -0.24 \quad (-3.03)$$

$$\text{MEDIA DE LOS RESIDUOS} = 0.0026 \quad t = 0.2798$$

$$\text{DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA} = 0.0093$$

$$Q(5) = 1.70$$

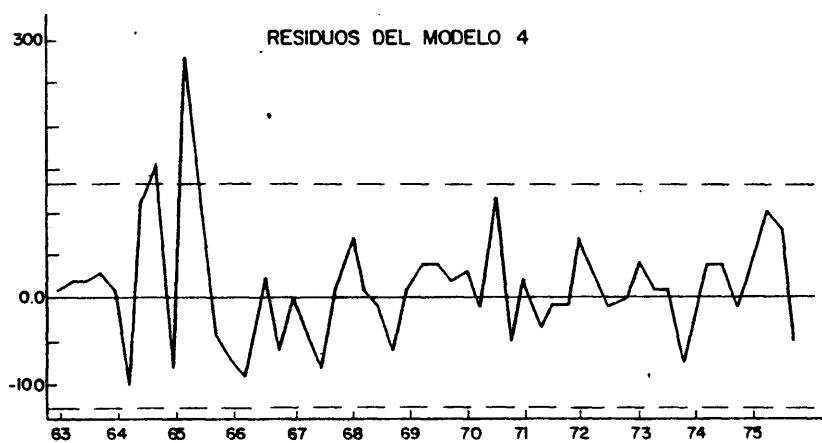
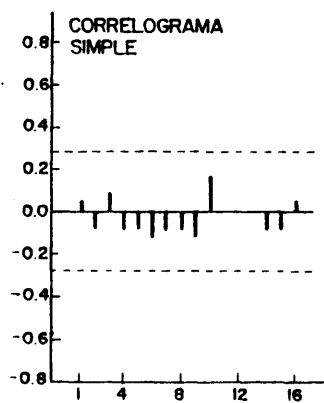
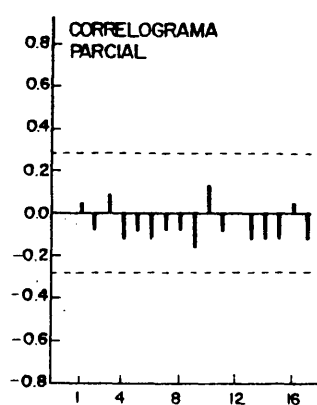
$$Q(9) = 4.20$$

$$Q(13) = 6.00$$

$$Q(17) = 7.20$$

En este caso el polinomio autorregresivo da lugar a un pseudo ciclo de 3.68 años. Los residuos de esta estimación aparecen en el GRAFICO II.27., donde puede observarse problemas muy similares a los residuos de la estimación del modelo 1. En este caso los residuos atípicos superiores a dos veces la desviación típica son los siguientes:

<u>Observación</u>	<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
8	IV 1964	0.143
10	II 1965	0.265

GRAFICO II.27.GRAFICO II.28.GRAFICO II.29.



Los correlogramas simple y parcial de estos residuos son los correspondientes a los GRAFICOS II.28. y II.29. Tampoco, en este caso existen problemas para considerar que los supuestos de ruido blanco se cumplen en la serie residual.

Aunque la suma de los cuadrados de los residuos y los estadísticos de BOX-PIERCE presentan resultados mejores en este modelo que en la estimación del modelo 1, una validación rigurosa requeriría la estimación del modelo 4, prescindiendo de las dos primeras observaciones.

El aspecto menos satisfactorio de estas estimaciones lo constituye el hecho de que implican una función de predicción lineal con pendiente positiva y resulta difícil de aceptar una tendencia a la constante ampliación de las diferencias salariales entre sectores. En todo caso el análisis univariante demuestra la sensibilidad de la estructura salarial interindustrial a las fuerzas del mercado y niega las interpretaciones simplistas de las peculiaridades institucionales del mercado de trabajo español durante el periodo considerado en términos de un comportamiento de la estructura salarial considerablemente independiente del estado de tensión del mercado de trabajo.

#### 4. ANÁLISIS DE LA DISPERSIÓN SALARIAL INTERINDUSTRIAL POR CATEGORÍAS PROFESIONALES

Hasta aquí el análisis del comportamiento de los diferenciales salariales por industrias se ha conducido en términos agregados, computando las diferencias o los abanicos salariales en función de los salarios medios de las industrias. Tal forma de proceder resulta la

más adecuada para la contrastación de hipótesis de carácter general sobre el comportamiento cíclico y tendencial de dicha estructura - en relación con el exceso de oferta agregado existente en el mercado de trabajo y con la tasa de variación del índice de precios adecuado. Al operar a nivel agregado se reducen los riesgos derivados de la omisión de algunas variables de las que no existe información estadística suficientemente fiable.

Sin embargo en el análisis de los diferenciales intersectoriales en términos exclusivos de los salarios medios sectoriales pueden quedar oscurecidos algunos fenómenos que pueden ser significativos para obtener una visión completa de la evolución de la estructura salarial intersectorial durante el periodo.

Por eso ha parecido conveniente completar este capítulo con un análisis con un grado de desagregación mayor, aunque no pueda ser - realizado ni con la misma metodología, ni pueda dedicársele la misma atención y esfuerzo que al comportamiento agregado.

F.MARAVALL ha realizado recientemente un trabajo sobre la dispersión salarial intersectorial por categorías profesionales en el que con datos anuales desagregados para cuatro categorías profesionales se deduce, con una metodología distinta a la empleada aquí, - un comportamiento cíclico similar al encontrado en epígrafes anteriores de este trabajo para la dispersión salarial intersectorial - agregada. Realizando un análisis de regresión "cross-section" entre el grado de concentración y la retribución salarial en dos momentos opuestos del ciclo económico: 1972 y 1975, F.MARAVALL llega a - las siguientes conclusiones: "A) Para cada una de las cuatro categorías laborales existe una relación positiva entre concentración y - salarios en los dos años. B) La pendiente de la función es siempre mayor en el año de recesión que en el año de auge con lo cual pare-

ce confirmarse la tendencia aperturista de la estructura salarial - durante la recesión. C) Por último, cuanto mayor es la sensibilidad de los salarios respecto del grado de concentración (entre categorías de empleo), menor es la variabilidad de estos salarios como - consecuencia de las fluctuaciones cíclicas de la economía" (79). — Sin embargo, un tratamiento riguroso del tema exigiría la estimación de un modelo de las características del estimado para la dispersión salarial interindustrial agregada para cada una de las medidas de - dispersión interindustrial por categorías profesionales.

En este epígrafe el análisis desagregado de la dispersión salarial intersectorial se limita a abordar descriptivamente la relación entre los distintos abanicos salariales intersectoriales por - categorías profesionales y el proceso de cualificación de la mano - de obra que tiene lugar durante este periodo.

En apartados anteriores se hizo referencia a que la alteración en la dispersión sectorial de la cualificación de la mano de obra - podría alterar el estado de la dispersión salarial intersectorial, e incluso que el proceso de crecimiento económico y de reconversión sectorial registrado por la economía española durante dicho periodo permitía asegurar que dicha relación ha estado operando en alguna medida en el caso español. Sin embargo los problemas de medición de la cualificación de la mano de obra son de tan difícil resolución - que resulta completamente desaconsejable la introducción de índices de cualificación en los análisis econométricos. Así, por ejemplo, - si medimos la cualificación por algún índice de cualificación conjunta como el empleado por REDER (80), la dispersión de los indi-

---

(79) Cfr. F. MARAVALL: "Organización industrial, estructura salarial y estabilidad de la inversión. Un análisis del caso español" Información Comercial Española nº 578, 1981. Pág. 19.

(80) M.W. REDER: "Wage Structure and Structural Unemployment" The Review of Economic Studies, XXXI 68. Octubre 1964. Pág. 313.

ces de cualificación medida a través del coeficiente de variación - solo aumento de 0'0536 en 1963 a 0'0585 en 1975. Como podrá comprenderse fácilmente, dicho resultado es únicamente debido a la tosque-  
dad del instrumento empleado en la medida de la cualificación (81). Es obvio que una serie trimestral de la dispersión sectorial de estos índices de cualificación no sería significativa en absoluto.

Aunque en el último capítulo de este trabajo se realizan algunos intentos de afinar las medidas de la cualificación de la mano - de obra, los resultados, aunque útiles para el análisis en largos - periodos de tiempo, no dan pie a poder introducir en el análisis - econométrico anteriormente efectuado ninguna variable que recoja - trimestralmente la evolución de la dispersión intersectorial de la cualificación.

La posibilidad de un análisis desagregado estriba en la medición de la dispersión salarial intersectorial referida a los salarios medios de las distintas categorías profesionales, en vez de a los salarios medios de cada sector. Es decir, el análisis de la dispersión de los salarios medios de los ingenieros, de los peones, - etc, en las distintas ramas de actividad. Este análisis se puede repetir para cuantas categorías profesionales se juzgue necesario. Y como el salario medio de una rama o sector es una media ponderada - de los salarios medios del conjunto de las categorías profesionales de esa rama, esta forma de medir la dispersión salarial intersectorial puede entenderse como una forma de descomponer o de analizar - por partes el comportamiento de la dispersión salarial intersectorial para colectivos de trabajadores más homogéneos. Sin embargo, -

---

(81) Sobre este problema pueden encontrarse comentarios más amplios y detallados en A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "Los Salarios y mercado de..." Op.cit. Pag.169-175.

es necesario ser muy cuidadosos en dicha interpretación, pues el contenido de cualificación de una ocupación puede ser muy distinto de unos sectores a otros, y puede evolucionar a lo largo del tiempo de forma también distinta. En efecto cada categoría profesional está definida con un conjunto muy variado de empleos y cada uno de esos empleos tienen contenidos muy diversos, de forma que aunque reciben incluso la misma denominación resultan de hecho difícilmente homologables.

Por ello resulta útil la introducción del concepto de la combinación de cualificaciones de cada ocupación o categoría profesional (Occupational skill mix). Así en un momento del tiempo la composición de cualificaciones de una categoría profesional determinada varía de unas ramas de actividad a otras de forma que la dispersión intersectorial de los salarios medios de cada categoría en las distintas ramas de actividad tenderá a reflejar en parte las diferencias existentes en cuanto a las distintas combinaciones de cualificaciones para la misma categoría profesional entre los distintos sectores.

Esta irregular distribución sectorial del "Occupational skill mix" de cada categoría profesional introduce un elemento de complejidad que dificulta la posible interpretación de los abaricos salariales intersectoriales por categorías profesionales. Para obviar estos problemas en muchas ocasiones se ha recurrido al supuesto simplificador de atribuir las diferencias intersectoriales en los salarios medios para una misma categoría profesional a las diferencias en los respectivos "occupational skill mix". Sin embargo, con ello se incurre en una simplificación abusiva, pues de hecho se está imputando "a priori" todas las diferencias salariales a meras diferencias en la composición de las cualificaciones. Al realizar el análisis

sis en esos terminos se está aceptando "aprioristicamente" la hipótesis de un funcionamiento perfectamente competitivo del mercado, - sin que quede espacio alguno para la existencia de fenómenos tales como la segmentación del mercado y la discriminación salarial (82).

Afortunadamente es posible realizar algún tipo de pruebas que permita establecer en qué medida este supuesto se aproxima o no a la realidad observada. Porque dicho supuesto implica que el trabajo menos cualificado sea más homogéneo y por el contrario que en las categorías de trabajadores más cualificados puedan existir mayores diferencias de cualificación. De esta forma la dispersión intersectorial del occupational skill mix para las categorías profesionales de mayor cualificación debería ser mayor que la dispersión intersectorial del occupational skill mix para las categorías profesionales menos cualificadas. Así, si se cumple la hipótesis de competencia perfecta tendría que darse una relación positiva entre los niveles salariales medios de cada categoría profesional y el grado de dispersión por ramas de actividad, o dicho de otro modo, que la dispersión salarial de los salarios por categorías profesionales disminuya conforme se recorre la estructura profesional en orden decreciente en cuanto al nivel de cualificación (83).

Para abordar estas cuestiones calcularemos las medidas de dispersión salarial para los salarios medios de las siguientes categorías profesionales: 1) Ingenieros y Licenciados 2) Oficiales Administrativos 3) Subalternos 4) Oficiales de 2ª y 3ª 5) Peones Espe-

---

(82) El tratamiento de algunas de estas cuestiones se abordará con mayor profundidad en el próximo capítulo cuando se entre en el análisis de la estructura salarial por categorías profesionales en sentido estricto.

(83) Véase J.T. ADISSON y W.S. SIEBERT: "The Market for Labor: An Analytical Treatment". Op.cit. pag. 336.

cialistas 7) Peones 8) Pinches y Aprendices. Se trata de una selección impuesta por el volumen de datos a manejar, que pretende recoger las categorías profesionales más significativas. Las tres primeras pertenecen al grupo de los empleados, incluyendo las dos categorías extremas en cuanto a sus niveles salariales medios, y la otra, Oficiales administrativos, es una categoría de empleados de nivel salarial intermedio; las cinco restantes corresponden a la escala integral de trabajadores operarios según la desagregación empleada por la encuesta de salarios. En estas categorías la única selección realizada es la de computar únicamente los salarios correspondientes a los valores. La exclusión de los salarios medios de las mujeres es debida a que dicha especificación sólo aparece para algunas ramas de actividad (84).

Las ramas de actividad consideradas son las 15 incluidas en el análisis de la dispersión intersectorial a nivel agregado. La unidad de medida utilizada es igualmente el coeficiente de variación. Sin embargo, en este caso ha parecido oportuno cambiar el criterio empleado anteriormente para la selección del tipo de series a emplear para el cálculo de los coeficientes de variación. En este caso los coeficientes de variación son calculados sobre las series tendencia-ciclo obtenidas por el método X-11, a partir de las 120 series originales de los salarios medios de cada categoría profesional (8 categorías) en cada rama de actividad (15 ramas). La razón para ello es doble. Primero, A este nivel de desagregación, que es

---

(84) Este criterio selectivo es utilizado a lo largo de todo este trabajo para todas las cuestiones referentes al análisis de la estructura salarial por categorías profesionales. La selección se ha hecho tras un número importante de pruebas para detectar las categorías que eran las más significativas en función del conjunto de elaboraciones que se tenían que realizar a lo largo de todo el trabajo.

el máximo permitido por la encuesta de salarios, los impactos del componente irregular son relativamente más importantes, y al afectar de forma muy distinta a cada una de las ramas de actividad, puede introducir un elemento distorsionador en el comportamiento de la dispersión intersectorial. Segundo: Como el objetivo de esta parte del trabajo se limita al análisis descriptivo, prescindiendo de cualquier estimación econométrica, el alisado de las series producido por los métodos de estimación del componente tendencial y cíclico, lejos de ser un inconveniente se convierte en un requisito para interpretar los resultados con mayor claridad.

Se expondrán en primer lugar las características de las distintas series de dispersión salarial interindustrial correspondientes a cada una de las categorías profesionales seleccionadas, y posteriormente se realizarán un conjunto de comparaciones con vistas a la obtención de posibles conclusiones.

#### 4.1. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS INGENIEROS Y LICENCIADOS

Los coeficientes de variación correspondientes a las series tendencia-ciclo de los salarios medios de los ingenieros y licenciados se recogen en el CUADRO 2.10., y su representación gráfica es la del GRAFICO II.30. Como puede observarse, la dispersión salarial intersectorial de esta categoría profesional registra un intenso aumento en el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1963 y el tercer trimestre de 1966. Dicho aumento constituye la más intensa ampliación del abanico diferencial observada para todas las categorías estudiadas. Si aceptamos la interpretación dada en pági-



CUADRO 2.10.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS INGE-  
NIEROS Y LICENCIADOS (Calculados sobre las series tendencia ciclo)

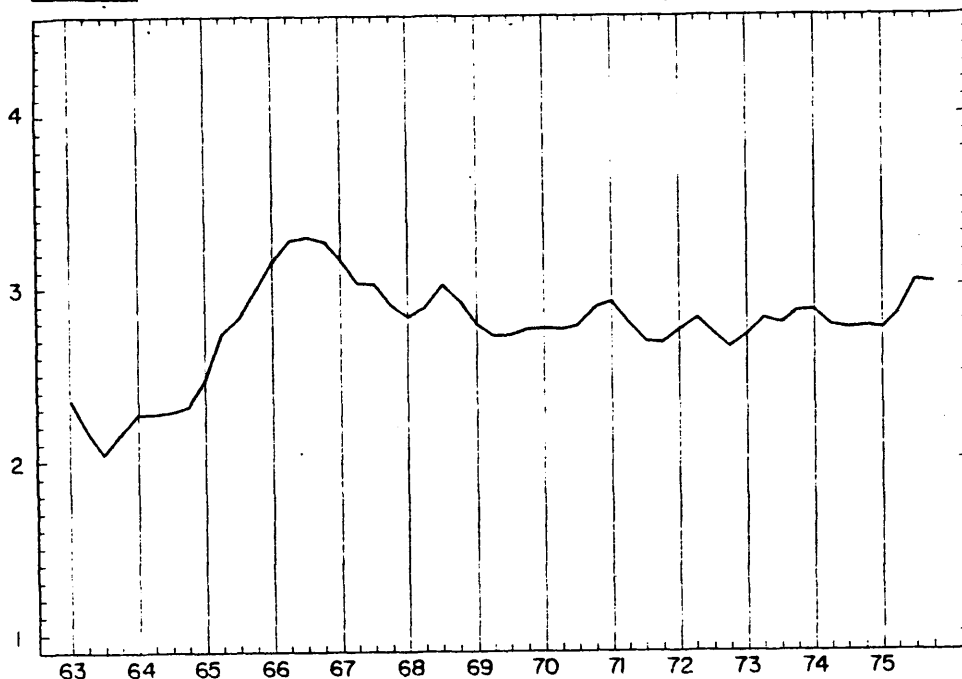
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2341	2165	2024	2159
1964	2276	2268	2280	2301
1965	2476	2734	2817	2939
1966	3153	3270	3279	3261
1967	3167	3084	3019	2892
1968	2801	2897	3024	2927
1969	2774	2704	2710	2748
1970	2767	2759	2772	2879
1971	2909	2794	2697	2674
1972	2749	2805	2729	2644
1973	2717	2802	2795	2867
1974	2859	2787	2756	2760
1975	2743	2837	3078	3019

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.30.

183.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS INGENIEROS Y LICENCIADOS (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



nas anteriores a la ampliación del abanico intersectorial agregado - que se registra en ese mismo periodo, podemos deducir que la progresiva generalización de la contratación colectiva, cuyo impacto más importante se produce en dicho periodo, ha afectado fuertemente a las diferencias intersectoriales de los salarios medios de la categoría profesional de más alto nivel de cualificación. Dicho fenómeno resulta en principio coherente con la dinámica abierta por la flexibilización salarial impulsada por la contratación colectiva, pues la rigidez salarial anteriormente existente afectaba más directamente a los colectivos de mayor y más diversificada cualificación.

Si se compara este gráfico con el correspondiente a la dispersión salarial de los salarios medios sectoriales calculados sobre datos tendencia-ciclo (senda C del GRAFICO II.1.), se puede observar que la dispersión de los salarios medios de los ingenieros y licenciados se mantiene en un nivel más elevado hasta 1969, pero que a partir de entonces su nivel de dispersión se sitúa por debajo, siendo la distancia cada vez mayor. Se podría por tanto interpretar que hasta esa fecha la diversificación de los salarios medios de los ingenieros y licenciados presta una contribución positiva a la progresiva apertura del abanico intersectorial total, pero que a partir de entonces las retribuciones medias de esta categoría son más homogéneas que los salarios medios de las distintas ramas de actividad.

#### 4.2. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS OFICIALES ADMINISTRATIVOS

La serie trimestral de los coeficientes de variación de los salarios medios correspondientes a esta categoría, calculados sobre los datos tendencia-ciclo, son los que aparecen en el CUADRO 2.11., y su representación gráfica la del GRAFICO II.31.

En este caso, puede observarse el claro predominio de una tendencia descendente en la dispersión salarial intersectorial que se mantiene hasta el 1º trimestre de 1970. Solo a partir de entonces se produce un ligero aumento del coeficiente de variación que se intensifica a partir del tercer trimestre de 1973.

Este comportamiento refleja una situación para la dispersión salarial intersectorial de esta categoría claramente diferenciada de la evolución de la dispersión correspondiente a las restantes cate-

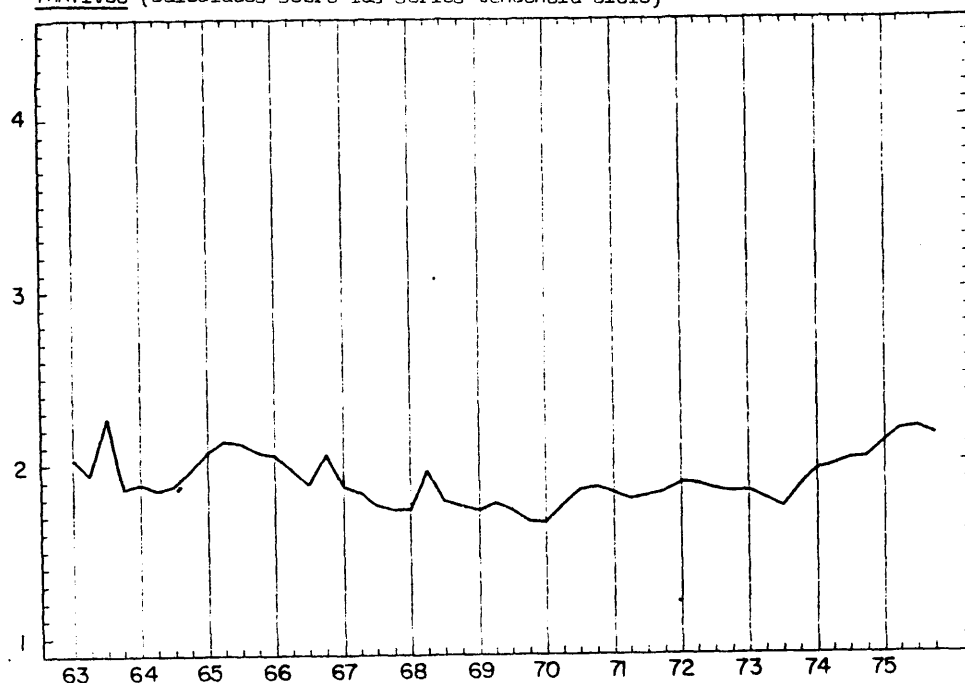
CUADRO 2.11.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS OFI-  
CIALES ADMINISTRATIVOS (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2036	1936	2270	1866
1964	1891	1849	1875	1959
1965	2068	2126	2114	2067
1966	2048	1959	1881	2057
1967	1858	1822	1762	1725
1968	1732	1958	1783	1747
1969	1728	1773	1735	1665
1970	1648	1750	1837	1852
1971	1811	1793	1801	1826
1972	1881	1869	1839	1833
1973	1832	1790	1735	1853
1974	1948	1974	2003	2058
1975	2103	2184	2190	2148

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS OFICIALES ADMINISTRATIVOS (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



rias y de la evolución de la dispersión intersectorial a nivel agregado. Si se realiza la comparación con el gráfico correspondiente a los coeficientes de variación de esta última magnitud, puede comprobarse que la dispersión intersectorial de los salarios medios de los oficiales administrativos es siempre inferior a la dispersión intersectorial agregada y que además existe una notable diferencia en sus tendencias respectivas, pues la tendencia, a nivel agregado, es, como se ha expuesto, constantemente creciente. Por lo tanto cabe deducirse que en esta categoría se registra un proceso autónomo de relativa homogeneización salarial, de forma que su contribución a la dispersión intersectorial agregada se realiza en dirección contraria a la dinámica dominante en el resto de las categorías.

#### 4.3. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS SUBAL- TERNOS

Los datos de los coeficientes de variación calculados con los - salarios medios de esta categoría profesional se recogen en el CUA-- DRO 2.12., y su representación es la del GRAFICO II.32.

El perfil de esta serie es extraordinariamente similar al de la serie de los coeficientes de variación de la dispersión intersectorial de los ingenieros y licenciados, que constituye el extremo opuesto en la jerarquía salarial de las categorías de empleados. La única diferencia significativa entre ambas series, aparte de las diferencias de nivel, pues el nivel de dispersión correspondiente a los ingenieros y licenciados es siempre superior, es la diferencia que se observa en la acusada oscilación que ambas series experimentan en el periodo 1963-1968. Así en esta categoría la fase de ampliación de - las diferencias salariales intersectoriales es más breve, pues alcanza su punto máximo en el 3º trimestre de 1965, mientras que la dispersión correspondiente a los ingenieros y licenciados continuará - creciendo durante un año más, pero la intensidad de las ampliaciones en las diferencias salariales correspondientes a los subalternos es relativamente mayor. Por otro lado, una vez alcanzado el valor máximo, la dispersión salarial intersectorial de los subalternos descien- de más acusadamente.

En la comparación con la dispersión intersectorial agregada - puede verse que el nivel de dispersión de esta categoría es siempre inferior, aunque en el periodo 64-64 prácticamente llega a alcanzar el mismo nivel, aumentando posteriormente las diferencias. Según - - ello, la contribución del comportamiento de la dispersión intersectorial de los salarios de esta categoría parece haber sido significati-

CUADRO 2.12.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS SUB-  
ALTERNOS (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

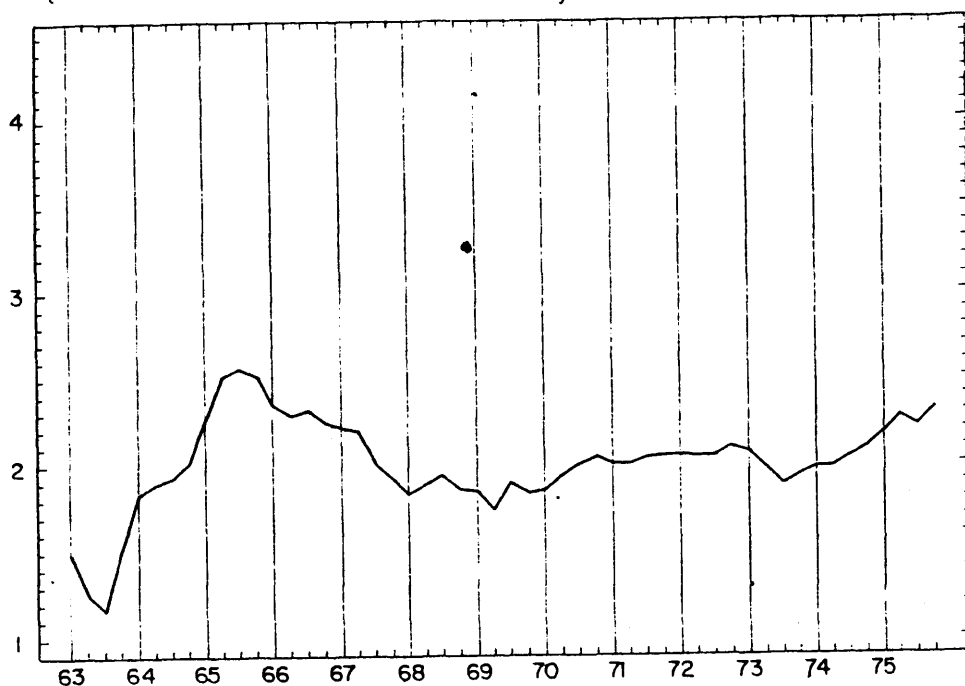
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1495	1247	1165	1529
1964	1831	1895	1902	2018
1965	2267	2515	2562	2501
1966	2351	2291	2316	2242
1967	2203	2190	2057	1917
1968	1834	1890	1933	1866
1969	1844	1736	1896	1826
1970	1848	1931	1999	2023
1971	1999	2008	2031	2046
1972	2052	2038	2040	2095
1973	2077	1981	1889	1931
1974	1978	1985	2031	2099
1975	2178	2268	2213	2308

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.32.

189.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS SUBALTERNOS  
(Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



va en la ampliación que se registra en el periodo 64-65 a nivel agregado, pero en el resto del periodo no puede deducirse una contribución positiva a la tendencia observada en el nivel agregado.

#### 4.4. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS JEFES DE EQUIPO Y OFICIALES DE PRIMERA

Esta categoría es la situada en el extremo superior de la jerarquía salarial de los operarios. La serie trimestral de los coeficien



tes de variación es la del CUADRO 2.13., y su representación la del GRAFICO II.33.

Destaca en esta serie la fuerte y continuada tendencia al progresivo aumento en la dispersión intersectorial de los salarios medios. La mayor intensidad corresponde al periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1964 y el cuarto trimestre de 1965, en fuerte paralelismo con lo observado a nivel agregado. Pero lo más significativo es, sin duda, que esta categoría, en principio la de mayor cualificación de todas las de la gama de operarios, registra mayor aumento tendencial en las diferencias salariales intersectoriales que el observado en la dispersión intersectorial a nivel agregado. De ello puede deducirse la existencia de una fuerte contribución de la progresiva ampliación de diferencias en los salarios medios de esta categoría a la tendencia dominante en los diferenciales totales intersectoriales.

A partir de 1972, los valores alcanzados por el coeficiente de variación de esta categoría profesional suponen el nivel máximo de dispersión salarial intersectorial de todos los calculados para las categorías seleccionadas en esta parte del estudio. El nivel de dispersión salarial supera incluso en esos años al nivel correspondiente a la categoría de mayor nivel absoluto de cualificación: los ingenieros y licenciados.

#### 4.5. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS OFICIALES DE SEGUNDA Y TERCERA

Los coeficientes de variación calculados trimestralmente para los salarios medios de esta categoría se presentan en el CUADRO 2.14.

CUADRO 2.13.COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS JEFESDE EQUIPO Y OFICIALES DE 1º (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

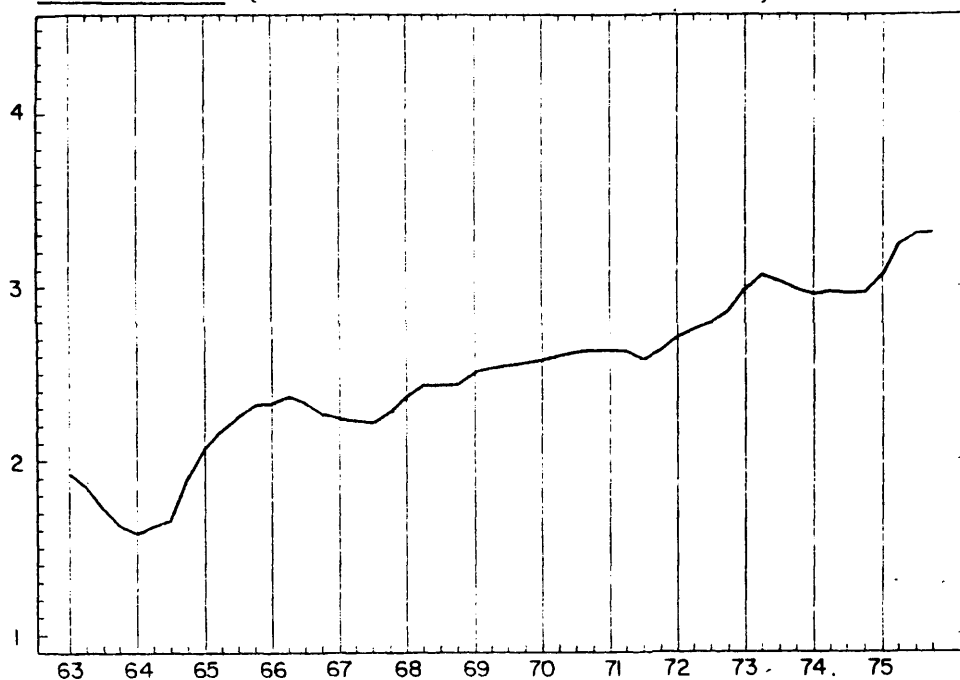
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1928	1844	1722	1617
1964	1583	1626	1647	1906
1965	2081	2166	2259	2305
1966	2336	2374	2339	2267
1967	2241	2222	2212	2284
1968	2385	2429	2432	2441
1969	2517	2549	2550	2555
1970	2585	2607	2613	2636
1971	2649	2626	2596	2632
1972	2705	2758	2793	2865
1973	2995	3080	3039	2975
1974	2958	2987	2973	2974
1975	3079	3247	3306	3306

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.33.

192.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS-HORA MEDIOS DE LOS JEFES DE EQUIPO  
Y OFICIALES DE 1º (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



siendo el GRAFICO II.34. su representación. La ampliación de los abanicos que aparece de forma generalizada en el periodo 1964-1965 se manifiesta en esta categoría de forma más suavizada. Hasta el segundo trimestre de 1971 el nivel de dispersión salarial intersectorial de esta categoría se mantiene constante. Solo a partir de esa fecha es perceptible una clara tendencia al aumento en los coeficientes de variación. Resulta en cierta medida sorprendente que en muchos trimestres la dispersión salarial intersectorial mínima corresponda precisamente a esta categoría, que en principio es una de las de mayor contenido en cuanto a cualificación. Y en la mayoría de los restantes trimestres solo resultan inferiores la dispersión correspondiente a los salarios medios de los oficiales administrativos y de los subalter-

CUADRO 2.14.COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS OFICIA-LES DE 2ª y de 3ª (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

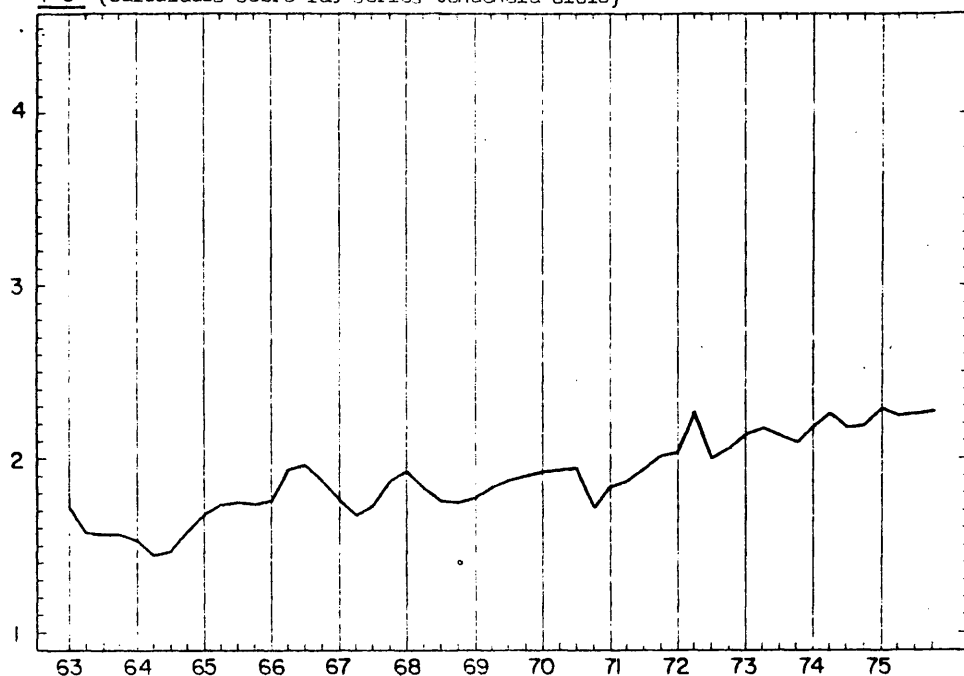
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1711	1567	1558	1558
1964	1510	1436	1460	1588
1965	1675	1724	1741	1722
1966	1769	1934	1958	1852
1967	1755	1668	1714	1883
1968	1915	1810	1755	1743
1969	1776	1822	1869	1890
1970	1924	1934	1947	1699
1971	1835	1856	1937	2001
1972	2025	2252	1995	2052
1973	2136	2168	2124	2095
1974	2181	2244	2171	2181
1975	2280	2344	2350	2362

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.34.

194.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS OFICIALES DE 2ª Y 3ª (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



nos. Constituye sin duda la categoría profesional de mayor homogeneidad intersectorial en sus retribuciones medias de entre todas las correspondientes a los niveles de operarios. Por su nivel y por su tendencia es la categoría de todas las estudiadas que menos contribuye a la progresiva ampliación de los diferenciales salariales intersectoriales que se observa a nivel agregado como tendencia dominante durante el periodo.

CUADRO 2.15.COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS PEONESESPECIALISTAS (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

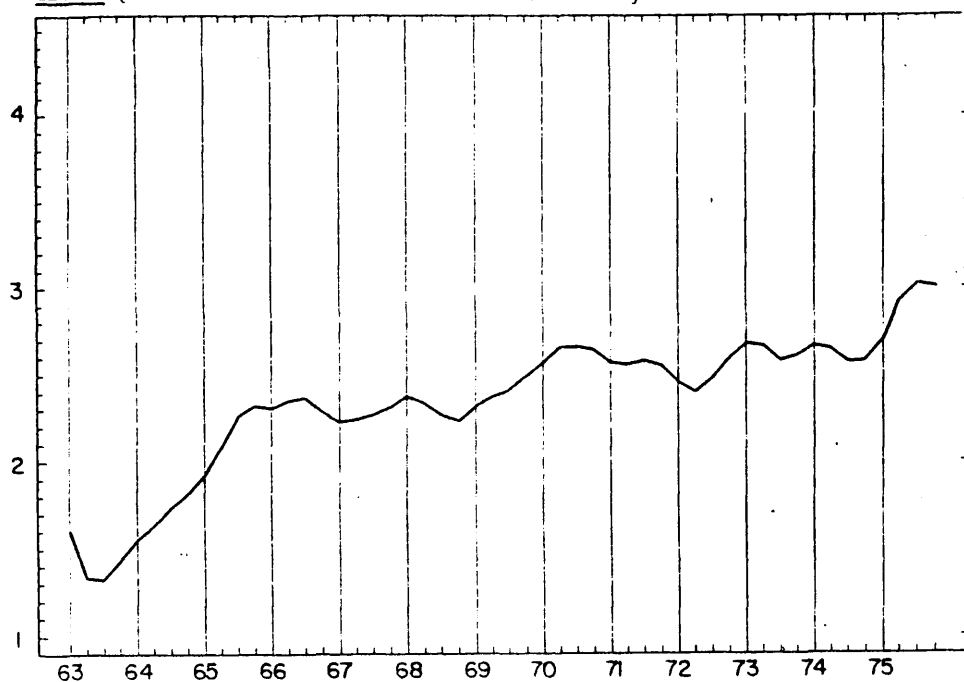
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1608	1334	1311	1411
1964	1558	1624	1734	1807
1965	1925	2099	2267	2317
1966	2306	2359	2376	2270
1967	2221	2239	2260	2309
1968	2381	2322	2267	2232
1969	2316	2375	2406	2498
1970	2583	2649	2658	2633
1971	2577	2563	2586	2553
1972	2456	2407	2485	2593
1973	2684	2673	2579	2602
1974	2678	2644	2564	2576
1975	2705	2925	3018	2999

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.35.

196.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS PEONES ESPECIALISTAS (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



#### 4.6. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS PEONES ESPECIALISTAS

Los datos correspondientes a esta serie son los que aparecen en el CUADRO 2.15. El GRAFICO II.35. representa su evolución temporal. El perfil de esta serie es prácticamente coincidente en nivel y oscilaciones con el perfil de la dispersión intersectorial de los salarios medios de los jefes de equipo y oficiales de primera. Solo a partir del tercer trimestre de 1971 se pueden apreciar algunas diferencias de cierta entidad. Desde ese momento la dispersión intersectorial correspondiente a los peones especialistas resulta sistemáticamente inferior aunque ambas series continúan registrando oscilaciones

muy similares.

En general todo lo dicho algunos párrafos más arriba sobre el comportamiento de los diferenciales de los jefes de equipo y oficiales de primera es aplicable también a la evolución de la dispersión intersectorial de los salarios de esta categoría. Por ello hay que incluir a esta categoría entre las que prestan una considerable contribución a la ampliación de las diferencias entre los salarios medios totales de los sectores.

Sin embargo, esta gran similitud en cuanto a nivel, tendencia y oscilaciones entre estas dos series resulta contradictoria con las diferencias en el nivel de cualificación que al menos a priori es necesario suponer que existe entre los jefes de equipo y los peones especialistas.

En ello puede influir la ambigüedad de la definición de la categoría de los peones especialistas, en la que se pueden incluir empleos muy distintos en unas ramas de actividad que en otras, provocando una fuerte dispersión intersectorial en las combinaciones de cualificaciones de esta categoría. Pero esta posible explicación no basta para resolver los problemas de interpretación que este hecho suscita.

#### 4.7. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS PEONES

La serie trimestral de los coeficientes de variación calculados sobre los salarios medios de los peones es la del CUADRO 2.16., cuya representación es el GRAFICO II.36.

El perfil de esta serie es el que presenta oscilaciones más a--



CUADRO 2.16.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS PEONES

(Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

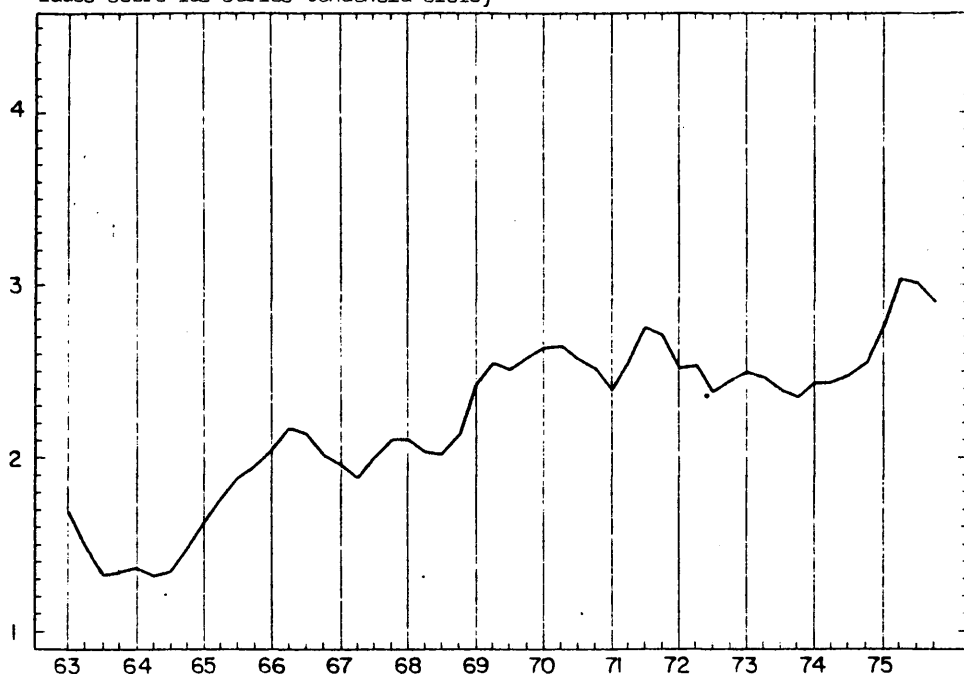
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1688	1485	1319	1331
1964	1362	1317	1338	1477
1965	1618	1756	1891	1944
1966	2045	2175	2131	2009
1967	1944	1881	1998	2097
1968	2098	2028	2013	2127
1969	2416	2535	2509	2576
1970	2639	2648	2560	2505
1971	2398	2537	2745	2697
1972	2508	2518	2389	2430
1973	2493	2465	2395	2336
1974	2427	2425	2475	2543
1975	2763	3012	3001	2897

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.36.

199.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS PEONES (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)



centuadas. Sin embargo, el aspecto más notable es la acentuada tendencia hacia el aumento de la dispersión intersectorial que se mantiene hasta el tercer trimestre de 1972. Durante ese periodo registra la tendencia más acentuada a la ampliación de los diferenciales intersectoriales de todas las categorías estudiadas, aunque para la totalidad del periodo resulta más fuerte la tendencia de los coeficientes de variación de los jefes de equipo. En los trimestres segundo y tercero de 1971 la dispersión intersectorial de esta categoría alcanza el valor máximo de los computados, superando ligeramente los valores de los coeficientes de variación de los ingenieros y licenciados.

Al comparar estos datos con la dispersión intersectorial a nivel agregado se puede deducir que las diferencias de nivel existentes a favor de la dispersión a nivel agregado se van reduciendo considerablemente a lo largo de todo el periodo. En este caso también se puede establecer la existencia de una contribución positiva a la progresiva apertura del abanico intersectorial total.

#### 4.8. DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS PINCHES Y LOS APRENDICES

Los coeficientes de variación correspondientes a esta categoría aparecen en el CUADRO 2.17., y su representación en el GRAFICO II.37.

La evolución temporal de la dispersión intersectorial de los salarios de esta categoría se separa fuertemente del patrón que en líneas generales parecen según las demás series, con la excepción de la correspondiente a la categoría de los oficiales administrativos. La categoría de pinches y aprendices experimenta un aumento en la dispersión salarial hasta el tercer trimestre de 1969, situándose durante todo ese periodo en el nivel de dispersión máximo de todas las categorías profesionales de operarios. Sin embargo, entre el cuarto trimestre de 1969 y el segundo trimestre de 1971 sufre una pronunciada reducción, de forma que a partir de entonces sólo la dispersión salarial correspondiente a los oficiales de segunda y de tercera tiene un nivel inferior.

Este comportamiento tan diferente de la dispersión intersectorial a nivel agregado induce a pensar que la dispersión de esta categoría no ha contribuido significativamente a la evolución observada -

CUADRO 2.17.COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS HORA MEDIOS DE LOS PINCHESY APENDICES (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

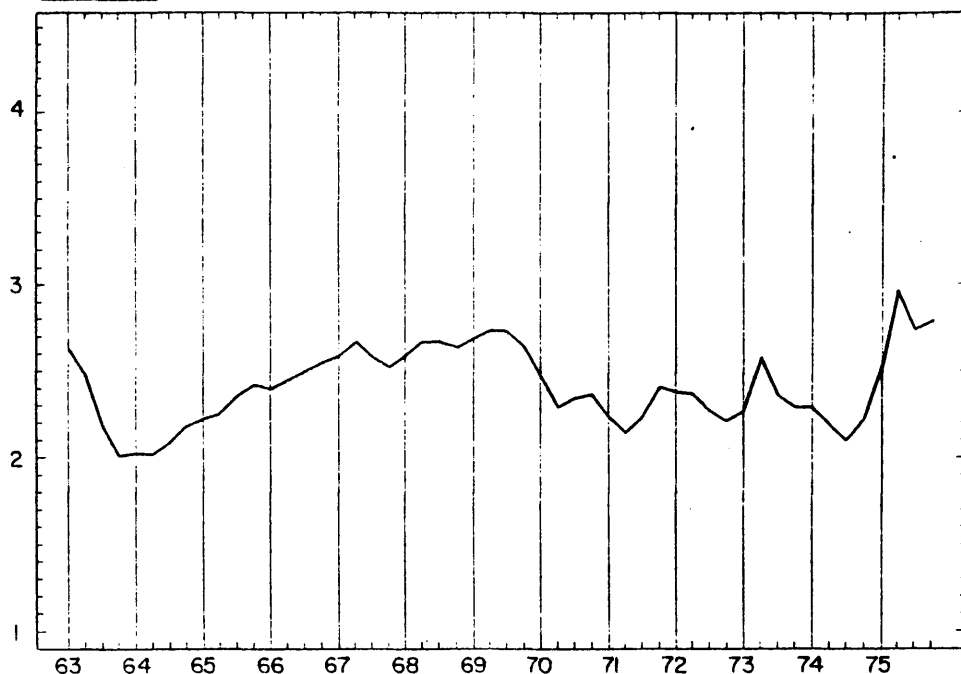
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2630	2471	2190	2002
1964	2038	2012	2080	2185
1965	2214	2246	2347	2409
1966	2395	2439	2495	2533
1967	2586	2664	2579	2509
1968	2574	2657	2662	2632
1969	2683	2722	2714	2615
1970	2465	2282	2327	2339
1971	2212	2138	2221	2399
1972	2373	2356	2254	2190
1973	2247	2561	2330	2270
1974	2276	2167	2085	2216
1975	2519	2949	2710	2778

Fuente: Elaboración a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO II.37.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LOS PINCHES Y  
APRENDICES (Calculados sobre las series tendencia-ciclo)

202.



en los diferenciales intersectoriales totales.

#### 4.9. LA RELACION ENTRE LA DISPERSION INTERSECTORIAL DE LOS SALARIOS Y LA CUALIFICACION DE LA MANO DE OBRA

Para analizar la posible relación entre la evolución de la cualificación y el comportamiento de los diferenciales salariales intersectoriales por categorías profesionales interesa realizar comparaciones tanto de nivel como de tendencia. Para facilitar dicha tarea, y únicamente con ese objetivo, se ha obtenido la tendencia lineal determinista que mejor ajusta por mínimos cuadrados ordinarios

a cada serie de dispersión intersectorial de los salarios medios de cada categoría profesional según la siguiente expresión:

$$CV_t = a + b t$$

Prescindiendo de los datos referentes a las categorías de oficiales administrativos y de pinches y aprendices para las que la tendencia lineal representa una restricción excesiva los resultados obtenidos son los siguientes:

<u>CATEGORIAS</u>	<u>a</u>	<u>b</u>	<u>r</u>	<u>F</u>
1. Ingenieros y Licenciados	0'2579	0'0007	0'3694	7'90
3. Subalternos	0'1894	0'0004	0'2415	3'10
4. Jefes Equipo	0'1743	0'0028	0'9601	589'00
5. Oficiales 2ª3ª	0'1512	0'0014	0'9057	236'87
6. Peones Espec.	0'1717	0'0023	0'8791	170'05
7. Peones	0'1499	0'0027	0'8871	184'74
Dispersión inter- sectorial total	0'2131	0'0022	0'9389	372'28

Si ordenamos las distintas categorías según su nivel de dispersión intersectorial de los salarios medios al principio y al final del periodo y según la tendencia lineal medida por el parámetro b obtenemos las siguientes clasificaciones:

<u>ORDEN EN EL NIVEL DE DISPERSION</u> <u>INTERSECTORIAL</u>		<u>ORDEN EN LA TENDEN-</u> <u>CIA</u>
1º Trimestre 1963	4º Trimestre 1975	
Ingenieros y Licenciados	Jefes de equipo	Jefes de equipo
Jefes de equipo	Ingenieros y Licenc.	Peones
Oficiales 2º y 3º	Peones especialistas	Peones specialist.
Peones	Peones	Oficiales 2º y 3º
Peones especialistas	Oficiales 2º y 3º	Ingenieros y licenc.
Subalternos	Subalternos	Subalternos

De estas clasificaciones puede deducirse que al principio del periodo el orden en el grado de dispersión intersectorial se corresponde casi perfectamente con el orden decreciente en cuanto al grado de cualificación, con la única excepción de la permutación entre los peones especialistas y los peones, en consonancia, por lo tanto, con la hipótesis formulada al principio de esta parte según la cual la dispersión salarial es mayor cuanto mayor es el nivel de cualificación.

Sin embargo, el orden en cuanto a la tendencia registrada supone alteraciones importantes respecto al orden en el nivel de cualificación. Por un lado la tendencia de aumento de la dispersión de la categoría de ingenieros y licenciados resulta inferior a la tendencia manifestada por todas las categorías de operarios. Por otro lado en las categorías de operarios también se registran importantes permutaciones en el orden de las tendencias registradas. Salvo el caso de la categoría de jefes de equipo y oficiales de 1º, que siendo la categoría de mayor nivel de cualificación mantiene la tendencia más acentuada al aumento de la dispersión intersectorial de los salarios.

medios, en el resto de las categorías el orden de la tendencia resulta exactamente el orden inverso que se desprende del nivel de cualificación.

Al final del periodo las diferencias de tendencia llegan a provocar permutaciones en el orden en cuanto al nivel de dispersión intersectorial de cada categoría. La dispersión de los jefes de equipo y oficiales de primera supera a la dispersión de los ingenieros y licenciados y la dispersión intersectorial de los salarios medios de los peones especialistas y de los peones es mayor en el 4º trimestre de 1975 que la dispersión de los oficiales de 2ª y 3ª.

El interrogante que se plantea es si cabe imputar al proceso de cualificación registrado durante el periodo las permutaciones que se producen en contradicción con la hipótesis que relaciona el nivel de dispersión salarial con el nivel de cualificación.

Para responder a este interrogante procederemos a una interpretación global de los distintos cálculos realizados hasta aquí. De una visión global se desprende la existencia de una clara distinción entre el comportamiento de la dispersión intersectorial de los salarios medios de las categorías de empleados del registrado por las categorías de operarios.

El conjunto de las categorías de empleados estudiados indican que los salarios medios de los empleados sólo contribuyen de forma significativa a la ampliación de los salarios medios de rama durante el periodo 1963-1966, y que a partir de entonces la relativa estabilidad de la dispersión intersectorial observada para cada una de estas categorías permiten descartar cualquier contribución positiva de las mismas al proceso a nivel agregado.



Si la dispersión salarial respondiese a los cambios en la composición de cualificaciones de cada categoría profesional, este comportamiento apuntaría a que a partir de 1966 el estado de la distribución sectorial en los respectivos "occupational skill mix" se mantiene relativamente estable en las categorías de empleados en contraste con las alteraciones que se producen, según la misma hipótesis, en las categorías de operarios.

Sin embargo, resulta difícil de aceptar que el proceso de cualificación, que ha afectado con intensidad a las categorías de empleados, haya podido traducirse simultáneamente en un mantenimiento de la distribución sectorial de los "occupational skill mix" de los empleados y en un aumento de la dispersión sectorial de los mismos en la mayoría de las categorías de operarios.

En cambio si se acepta la posibilidad de discriminación salarial en su sentido más amplio de salarios distintos para empleos iguales el comportamiento diferenciado entre ambos tipos de categorías podría indicar que en las categorías de empleados ha existido una mayor normalización salarial y menores posibilidades de discriminación salarial que en las categorías de operarios. Tal interpretación es perfectamente coherente con las hipótesis de segmentación del mercado de trabajo y de discriminación salarial, y con el conocimiento disponible sobre el sistema de fijación de las retribuciones salariales en el mercado de trabajo español.

Dentro de las categorías de operarios existen algunos fenómenos que pueden ser considerados como indicios de que el proceso de cualificación y su irregular incidencia por sectores ha actuado a favor de la dispersión de los salarios medios sectoriales. Así se podría interpretar el comportamiento del nivel y de la tendencia de las se-

ries de dispersión intersectorial de los salarios medios de los jefes de equipo y de los peones especialistas como reflejo de un alto nivel de dispersión en la distribución sectorial de los "occupational skill mix", determinados por el alto nivel relativo de cualificación y por la tendencia al incremento general de la misma a lo largo de todo el periodo. También puede resultar coherente el descenso experimentado en la dispersión intersectorial de los salarios medios de la categoría de pinches y aprendices, pues en este caso el proceso de cualificación tiende a reducir los fenómenos de subcalificación profesional conduciendo a una mayor homogeneidad en la distribución de los "occupational skill mix", situándose así en un nivel relativo más acorde con el grado de inferior cualificación que corresponde a esta categoría.

Pero junto a estos fenómenos se observan otros que resultan difícilmente conciliables con la hipótesis que atribuye a la cualificación el papel determinante en la configuración de las diferencias salariales. En primer lugar, no resulta posible imputar a una mayor homogeneidad relativa en la evolución de los "occupational skill mix" la débil tendencia comparativa que se observa en la dispersión intersectorial de los salarios medios de los oficiales de 2ª y 3ª, y de la que resulta que al final del periodo el nivel de dispersión intersectorial en esta categoría es inferior a la registrada por los peones y por los peones especialistas. En segundo lugar, hay que registrar el alto nivel y la fuerte tendencia creciente en la dispersión intersectorial de los salarios medios de los peones. Dicho comportamiento que sitúa el nivel de la dispersión al final del periodo ligeramente por debajo de la categoría de más alto nivel de dispersión, no puede ser explicado exclusivamente en términos de una supuesta creciente heterogeneidad de los "occupational skill mix" de esta categoría en las distintas ramas de actividad. Por ello aunque la ma-

mayor contribución de algunas de las categorías de operarios con mayor nivel de cualificación a la progresiva ampliación de los abanicos de los salarios medios sectoriales puede considerarse como prueba de la existencia de una relación entre la dispersión intersectorial y el proceso de cualificación, otros de los fenómenos expuestos solo son explicables por la existencia de discriminación salarial que permite la diferenciación salarial para empleos homogéneos.

Como conclusión de esta última parte puede establecerse, con las reservas derivadas del carácter descriptivo del análisis realizado, que si bien el proceso de cualificación de la fuerza de trabajo inducido por la industrialización del período ha actuado como factor impulsor de la ampliación de las diferencias salariales, esta diversificación salarial se ha producido en presencia de fenómenos de discriminación salarial que han actuado al menos como factor permisivo de dicho comportamiento.

Adviértase que ello significa que la interpretación del comportamiento de las diferencias intersectoriales en función exclusiva del proceso de industrialización mediante una mecánica aceptación de los modelos de REYNOLDS y TAFT o de LEWIS es una simplificación excesiva. Y que la existencia de discriminación salarial, altamente factible en el sistema de retribución vigente, es perfectamente coherente con la debilidad de los efectos spillover que a nivel agregado se ha constatado en el trabajo econométrico.

### CAPITULO III

#### LA ESTRUCTURA SALARIAL ESPAÑOLA POR CATEGORIAS PROFESIONALES DURANTE EL PERIODO 1963-1975

##### 1. INTRODUCCION

En el presente capítulo se aborda el estudio de la estructura salarial por categorías profesionales con el mismo objetivo con el que ha sido analizada la estructura salarial por ramas de actividad en el capítulo anterior. En esta parte de la investigación se pretende valorar la especificidad del comportamiento de la estructura salarial española por categorías profesionales. La existencia o no de un comportamiento cíclico de las diferencias salariales por categorías profesionales como reflejo de la sensibilidad a la situación de mercado será de nuevo en este capítulo el tema prioritario de investigación. Conviene constatar desde el principio la existencia de una cierta polémica entre los autores que han abordado el estudio de este componente de la estructura salarial española. Los mismos datos han servido para que algunos autores proclamen la rigidez de la estructura salarial española por categorías profesionales, y otros la excepcional flexibilidad de la misma. Y mientras unos niegan todo comportamiento de carácter cíclico, otros han afirmado la existencia de un comportamiento cíclico inverso al registrado en otros países.

Esta polémica tiene gran importancia desde el punto de vista de la interpretación económica de las restricciones instituciona-

xxles del mercado de trabajo español durante el periodo considerado. Pues mientras el comportamiento rígido de la estructura salarial por categorías profesionales apunta hacia el predominio de un sistema de ajuste fixprice como resultante de los condicionamientos institucionales, la flexibilidad de la misma y su sensibilidad a la situación de tensión relativa del mercado de trabajo implica la existencia de un sistema de ajuste con una mayor flexibilidad salarial tal y como se ha postulado en el primer capítulo de este trabajo.

Al igual que en el capítulo anterior se expondrá en primer lugar una síntesis de los principales enfoques alternativos sobre el comportamiento de las diferencias salariales por categorías profesionales. En segundo lugar, se propone un modelo econométrico de características similares al empleado para el análisis de la dispersión salarial interindustrial; las estimaciones realizadas, su discusión e interpretación ocupan la mayor parte de este largo capítulo.

## 2. LOS ENFOQUES TEÓRICOS ALTERNATIVOS SOBRE EL COMPORTAMIENTO DE LA ESTRUCTURA SALARIAL POR CATEGORÍAS PROFESIONALES

En este apartado se pretende realizar una revisión del conjunto de teorías que han proporcionado algún tipo de predicción sobre el comportamiento de la estructura salarial por categorías profesionales. Se trata con ello de exponer los posibles fundamentos teóricos de la dinámica de la estructura salarial por categorías profesionales en función de la acción de las fuerzas del mercado de trabajo y de las restricciones institucionales bajo las que actúan. La controversia en este terreno ha sido y es más aguda que la existen-

te respecto a las diferencias de salarios por ramas de actividad. - Se efectuará la revisión de la literatura más significativa sobre el tema atendiendo a una distinción entre los planteamientos más convencionales y los enfoques inspirados en las teorías de la segmentación del mercado de trabajo, que son consideradas como heterodoxas desde el campo de la economía neoclásica. Esta clasificación, que no pretende tener un contenido riguroso y exhaustivo se realiza con el único objetivo de exponer ordenadamente aquellas hipótesis que se han juzgado más relevantes para el estudio y la interpretación de la estructura salarial española por categorías profesionales.

La actitud tradicional de la economía política y de la teoría económica ha sido la de introducir el supuesto de la homogeneidad del factor trabajo para simplificar la modelización del mercado de trabajo. Ello ha repercutido en una considerable marginación de la teoría de la estructura salarial, sobre todo en su componente por categorías profesionales de toda la reflexión teórica sobre el mercado de trabajo. Corresponde a las corrientes institucionalistas el mérito principal en centrar la atención sobre el comportamiento desagregado de los salarios. Al utilizar precisamente el comportamiento de la estructura salarial por ocupaciones como el principal argumento contra los supuestos de la teoría neoclásica y la hipótesis de la competencia perfecta, han logrado desencadenar un proceso de reflexión y discusión teórica sobre el tema.

## 2.1. LOS ENFOQUES TEÓRICOS DE LA ECONOMÍA ORTODOXIA

La teoría del capital humano constituye la respuesta más elaborada desde el pensamiento económico ortodoxo a la heterogeneidad de la fuerza de trabajo y ha proporcionado la base microeconómica para

la integración del comportamiento de la estructura salarial por ocupaciones en la economía neoclásica (1).

La teoría del capital humano significa el abandono del análisis microeconómico de la oferta de trabajo según el aparato formal de la elección del consumidor, aplicando la teoría general del consumo a la elección entre ocio y renta, para pasar a analizar la oferta de trabajo en términos de inversión en capital humano. Según este enfoque los individuos pueden influir sobre la corriente futura de sus ingresos salariales mejorando su nivel de cualificación a través de la educación y la formación profesional. En este sentido la educación y la formación profesional es analizada como una inversión cuyo desembolso viene determinado en términos de los costes de la educación, de tiempo, de renunciadas a rentas alternativas, etc, y cuyo rendimiento reside en el acceso a una corriente de mayores ingresos salariales futuros. En el equilibrio a largo plazo, bajo los supuestos de competencia perfecta, las diferencias de las retribu—

(1) La literatura sobre la teoría del capital humano es amplísima; puede consultarse, entre otros, los siguientes textos: G.S. BECKER: "Human Capital". National Bureau of Economic Research. 2ª Ed, 1975; G.S. BECKER y B.R. CHISWICK: "Educations and the Distribution of Earnings" American Economic Review 56, 1966. Pags 362 y sigs.; G.R. CHEZ y G.S. BECKER: "The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle" National Bureau of Economic Research. New York 1975; W.J. HALEY: "Human Capital: The Choice between Investment and Income" American Economic Review 63, - - 1973. Pags. 937 y sigs.; A.S. BLINDER y Y. WEISS: "Human Capital and Labour Supply: A Synthesis". Journal of Political Economy 84, 1976. Pags. 466 y sigs.; T. JOHNSON: "Returns from Investment in Human Capital" American Economic Review 60, 1970; M. BLAUG: "The Empirical Status of Human Capital Theory: A Slightly Joundiced View" Journal of Economic Literature 4, 1976 Pags. 843 y sigs.; R. LAYARD y G. PSACHAROPOULOS: "The Screening Hypothesis and The Returns to Education" Journal of Political Economy 82, 1974. Pags. 985 y sigs.; S. BOWLES y H. GINTIS: "The Problem with Human Capital Theory: A Marxian Critique" — American Economic Review 65. 1975, pags. 76 y sigs.

ciones por ocupaciones vienen determinadas fundamentalmente por las diferencias en cuanto al nivel de educación y de formación profesional de las distintas categorías laborales. Para la teoría del capital humano el comportamiento tendencial de la dispersión de las retribuciones salariales por ocupaciones está determinado por la composición cualitativa de la estructura de la mano de obra, de forma que las diferencias salariales se ajustan a las diferencias en cuanto al grado de cualificación de los distintos grupos profesionales.

Así la teoría del capital humano ha tratado de explicar el estrechamiento tendencial registrado en las diferencias salariales por categorías profesionales que se observa en la mayoría de los países desarrollados, a partir de los cambios operados en el nivel de cualificación de la mano de obra. La creciente demanda de trabajo cualificado y la respuesta de la oferta de trabajo en niveles superiores de educación y formación profesional habrían actuado como mecanismo reductor de los abanicos salariales por ocupaciones.

Para la corroboración empírica de este tipo de hipótesis se han desarrollado numerosos trabajos econométricos que han relacionado las retribuciones salariales por grupos ocupacionales con variables representativas del nivel de cualificación de la mano de obra. Sin embargo uno de los principales problemas con que se ha encontrado la explicación de la estructura salarial por categorías profesionales según la teoría del capital humano ha sido el tratamiento econométrico dado a los supuestos factores diferenciales de la fuerza de trabajo. La mayoría de los trabajos empíricos realizados bajo esta orientación han tratado los factores diferenciales de la fuerza de trabajo como variables artificiales que representan diferencias cualitativas en los servicios laborales ofrecidos, con lo que el argumento se vuelve tautológico como acertadamente han señalado LOVE-



RIDGE y MOK (2).

Aunque la mayoría de las hipótesis formuladas desde el cuerpo teórico de la teoría del capital humano se han orientado a la explicación de la tendencia descendente en los diferenciales salariales, existen algunas formulaciones que bajo determinadas circunstancias predicen una tendencia de signo contrario. Así, la teoría del capital humano en el caso de crecimiento económico con escasez de trabajo cualificado y abundancia de trabajo sin cualificar, según los supuestos del modelo de LEWIS (3), conduce a la predicción de una mayor dispersión salarial en las etapas de despegue económico. En este contexto la intensa demanda de trabajo cualificado que se registra en los primeros estadios del crecimiento implica un aumento en la dispersión en los niveles de cualificación al que corresponde diferencias salariales más intensas. Por esta razón las diferencias salariales por categorías profesionales son mayores en las economías que se encuentran en la etapa de despegue económico, tanto si se las compara con los diferenciales salariales de las economías más desarrolladas como si se las compara con las diferencias salariales que se registran en las economías subdesarrolladas.

Por otro lado, la teoría del capital humano reconoce la dependencia del proceso de cualificación de la fuerza de trabajo del sistema educativo y de formación profesional existente en cada uno de los países. A la oferta educativa se le da status de variable exógena o variable política cuyo grado de adecuación a las condiciones -

---

(2) Véase R. LOVERIDGE y A.L. MOK: "Theory of Labour Market Segmentation" op.cit.pág.45.

(3) Véase A. LEWIS: "The Theory of Economic Growth". Ed. Allen and Unwin. Londres, 1955.

de la demanda de educación o formación profesional puede afectar al nivel de dispersión salarial. Así una falta de adecuación del sistema educativo a los requerimientos del sistema productivo puede generar niveles de dispersión salarial más elevados como reflejo de una escasez de trabajo cualificado. De la misma manera, los partidarios de la teoría del capital humano desplazan hacia el funcionamiento del sistema educativo toda posibilidad de discriminación salarial, de forma que si el sistema educativo, regulado por procesos políticos, fuese capaz de asegurar una auténtica igualdad de oportunidades de educación y formación, el mercado determinaría una estructura salarial en perfecta consonancia con el nivel de inversión en capital humano que cada trabajador ha decidido realizar en función de sus preferencias temporales y actitudes hacia el riesgo.

Por último es interesante recoger la distinción que se realiza en este marco teórico entre la cualificación genérica y la cualificación específica, pues a partir de ella es como la teoría neoclásica ha tratado de recoger la existencia de los mercados internos de trabajo y su posible influencia sobre la estructura salarial por ocupaciones.

Convencionalmente se ha denominado como cualificación genérica a aquella cualificación que adquiere el trabajador con independencia de la ocupación de un puesto de trabajo concreto, y que por lo tanto puede ser valorada en el mercado en condiciones de igualdad frente a cualquier posible empresa. Se ha denominado como cualificación específica a aquella que adquiere el trabajador en la ocupación de un puesto de trabajo concreto, y que carece de valor de mercado cuando el trabajador abandona dicho puesto de trabajo. Mientras la cualificación genérica es sobre todo una inversión en educación y formación realizada por el trabajador, la cualificación espe-

cífica es una inversión realizada por la empresa. Así la empresa - soporta los costes de la inversión en la cualificación específica y recibe todos sus rendimientos.

Según las premisas neoclásicas de la teoría del capital humano, durante el periodo de formación el salario percibido por el trabajador es superior a su productividad marginal pero inferior a la misma durante todos los periodos siguientes, de forma que en estas diferencias la empresa obtiene el rendimiento de la inversión realizada. De ello se derivan, al menos, tres importantes consecuencias:

Primera: La realización de los rendimientos de la inversión en cualificación específica por parte de las empresas requiere una cierta estabilidad en el empleo de los trabajadores que han obtenido dicha cualificación. Esa estabilidad relativamente mayor de los trabajadores cualificados en su puesto de trabajo se ve reforzada por la imposibilidad de valorar en el mercado su mayor cualificación. - Segunda: La generalización de la cualificación específica aumenta los costes de rotación del personal cualificado, generándose así un conjunto de factores tendentes a la reducción de la potencial movilidad de los trabajadores cualificados. Dichos factores pueden dar lugar a la aparición de los mercados internos de trabajo, a los que posteriormente haremos referencia. Y tercera: El predominio de la formación en el interior de las empresas conduce a unas diferencias salariales entre trabajadores cualificados y no cualificados inferiores a las que corresponderían a un sistema con predominio de la cualificación genérica (4).

---

(4) Puede encontrarse un sencillo análisis gráfico de la influencia de la cualificación específica sobre los abanicos salariales en J.T. ADDISON y W.S. SIEBERT: "The Market for Labor..." Op.cit. - pag. 114.

Desde el campo de la economía laboral convencional, no necesariamente vinculada en todos sus extremos a la teoría del capital humano, se han introducido algunos factores adicionales en la explicación del comportamiento tendencial de las diferencias salariales por ocupaciones. En primer lugar TURNER ha incorporado la incidencia de la política salarial seguida por los sindicatos sobre la jerarquía salarial. La acción de los sindicatos, cuya zona de mayor afiliación se encuentra entre los trabajadores semicualificados o sin cualificación, tendría según TURNER (5) un efecto tendencial hacia la progresiva disminución de los diferenciales salariales.

Mayor importancia ha tenido la incorporación de la tasa de inflación como factor explicativo del comportamiento tendencial de los diferenciales salariales por categorías profesionales. La posible existencia de velocidades de reacción diferentes frente a la tasa de variación de los precios de los salarios medios de las distintas categorías profesionales se ha formulado por KNOWLES y ROBERTSON como la existencia de un mecanismo de "igual incremento monetario" o de "subidas lineales", que surge como combinación de ciertos factores de ilusión monetaria y de ciertos factores de comparación basados en criterios de equidad distributiva (6). Según este mecanismo la existencia de una cierta ilusión monetaria que lleva a gran parte de los trabajadores a valorar los incrementos salariales en su valor monetario absoluto, y no en los términos relativos del porcentaje de su variación, unida a la presión sociológica en favor de una mayor homo-

---

(5) Vease M.A. TURNER: "Trade Unions, Differentials and The Levelling of Wages" Manchester School nº 20. 1952, pags. 227-282.

(6) Vease J.C. KNOWLES y D.J. ROBERTSON: "Differences between the Wages on Skilled and Unskilled Workers, 1850-1950" Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics nº 13 1951, pags. 109-127.

geneidad salarial, que precisamente se ve más acentuada cuando mayores son las subidas salariales en valor monetario absoluto, conduciría a un estrechamiento tendencial de los márgenes diferenciales de los salarios entre trabajadores cualificados y no cualificados (7).

Sin embargo no parece que dicho mecanismo actúe ni en la misma dirección ni con la misma intensidad en todas las posibles situaciones económicas. Algunos estudios empíricos han puesto de manifiesto la acentuación de las subidas lineales en las duras condiciones de la economía americana durante la Segunda Guerra Mundial. Otros autores han insistido en que tal fenómeno sólo operaría para tasas de inflación superiores a un determinado nivel, por debajo del cual - cabría esperar un efecto neto de sentido inverso debido a una velocidad de reacción superior de los salarios correspondientes a las categorías profesionales con cualificación relativamente superior. Según esto último la posible existencia del mecanismo de "subidas lineales" puede ser establecida en términos de una relación no lineal entre la dispersión salarial por categorías profesionales y la tasa de variación de los precios. De forma que dicho mecanismo puede ser asimilado a la hipótesis de BRONFENBRENNER y HOLZMAN, en este caso aplicada a la estructura salarial vertical en vez de a las diferencias salariales por ramas de actividad.

---

(7) A este respecto HICKS afirma que "es cierto que los sentimientos igualitaristas son más poderosos cuando cambian los salarios. Especialmente si el impulso para un aumento de salarios procede del motivo del coste de la vida, se admite que una reducción de los salarios reales es una cuestión más seria para los grupos con bajos salarios que para los que tienen salarios elevados; los primeros tienen mayores motivos para obtener un plus de carestía de vida que los segundos. En tales circunstancias, los salarios diferenciales tienden a reducirse" J.R.HICKS, "La Teoría de los Salarios" Ed. Labor. Barcelona 1973. Pag.279.

Hasta aquí todos los factores enumerados han sido introducidos como factores explicativos del comportamiento tendencial en las diferencias salariales por categorías profesionales, sin embargo la mayor atención de la literatura sobre el tema y de los trabajos empíricos sobre este componente de la estructura salarial se ha centrado sobre su comportamiento a corto plazo y sobre el posible carácter cíclico de sus oscilaciones en torno a la tendencia.

El conjunto de hipótesis formuladas a este respecto son variantes de las hipótesis de REDER y de OI, enunciadas hace ya algún tiempo, y que han sido sometidas a una amplia contrastación empírica. Es necesario detenerse en una sintética exposición de las mismas. Según la teoría de la estructura salarial interocupacional formulada por REDER en "The Theory of Occupational Wage Differentials" (8), el comportamiento cíclico de la dispersión salarial por categorías profesionales puede explicarse en términos del comportamiento diferenciado de las ofertas del trabajo cualificado y del trabajo no cualificado. Los trabajadores no cualificados empleados constituyen una oferta de mano de obra potencial para ocupar los puestos de trabajo vacantes en las empresas que corresponden a categorías laborales superiores. Ante un aumento general de la demanda de trabajo las empresas cuentan con una reserva de mano de obra que puede satisfacer por los diversos sistemas de promoción profesional las necesidades de trabajo con mayor cualificación. De esta forma en una expansión económica la escasez de trabajo se sentirá con mayor intensidad en las categorías de trabajadores menos cualificados, cuyas vacantes deberán ser cubiertas por el recurso al mercado externo en momentos de mayor tensión relativa del mismo. En los periodos

---

(8) Véase M.W. REDER: "The Theory of Occupational Wage Differentials" Op.cit.

de recesión se produciría el proceso inverso concentrándose igualmente el exceso de oferta en las categorías laborales inferiores. - Según ello las diferencias salariales por ocupaciones tienden a estrecharse en los periodos de expansión y por el contrario a ampliarse en los periodos de contracción.

REDER en un trabajo posterior sintetiza esta hipótesis con las siguientes palabras: "Los salarios de los trabajadores no cualificados son más sensibles al estado del mercado de trabajo que los salarios de los trabajadores cualificados. Cuando el mercado está tenso el empleador tiene dos opciones. La primera es pujar al alza los salarios en el mercado para obtener el personal necesario, pero en la medida en que con ello debe pagar salarios más altos a todo el personal ya empleado, el coste marginal de actuar así es alto. La otra opción es diluir las necesidades de empleo y contratar o promover trabajadores con menos experiencia y menos cualificación. Es más barato perseguir la segunda política y el efecto es incrementar la demanda para los trabajadores menos cualificados en relación a los cualificados y estrechar el margen de las diferencias salariales entre ambos" (9).

WALTER OI llega al mismo tipo de predicción sobre el comportamiento de los diferenciales salariales por categorías profesionales en el ciclo económico, desde un análisis que conecta más directamente con la teoría del capital humano. La hipótesis de OI parte de la relativa estabilidad del factor trabajo derivada de sus costes de rotación, lo que implica, a su juicio, la imposibilidad de analizar la demanda de trabajo como un caso de la demanda de un factor

---

(9) Cfr. M.W. REDER: "The Occupational Wage Structure" en C.A. McCONNELL: "Perspectives on Wage Determination" Op.cit. pag.199

de producción variable. Como alternativa desarrolla la teoría, ya citada, del trabajo como un factor de producción cuasi-fijo, tratando de generalizar un modelo para el comportamiento de la demanda de trabajo bajo estas condiciones (10).

En dicho modelo se deduce que "los cambios a corto plazo en la demanda final conducirán a cambios diferenciados en las demandas de los factores según el grado de fijeza. Los factores con poco grado de fijeza experimentarán cambios relativamente mayores en su demanda para cualquier cambio dado en la demanda final" (11).

Así las ocupaciones con nivel salarial más elevado, que son las de mayor cualificación y a las que corresponde según la teoría del capital humano mayor estabilidad en el empleo presentarán a lo largo del ciclo menores cambios en sus salarios, mientras que las categorías peor retribuidas, con menor cualificación y menor estabilidad en el empleo sufrirán mayores oscilaciones en sus salarios como resultado de las oscilaciones cíclicas de la economía. En consecuencia los diferenciales salariales por ocupaciones tenderán a comportarse de forma anticíclica.

R. PEARLMAN ha recogido la hipótesis de OI, y ha utilizado un supuesto contrario al de REDER sobre el comportamiento respectivo de las ofertas de trabajo cualificado y no cualificado para poner de manifiesto la posibilidad de que dicho comportamiento anticíclico puede no verificarse bajo determinadas circunstancias. A lo largo del ciclo las variaciones en la demanda de trabajadores cualifi-

---

(10) Véase W.Y.OI: "Labor as a Quasi-fixed Factor" Journal of Political Economy" Op.cit.

(11) Cfr.W.Y.OI: Idem, pag. 543.



cados serán menores que las de la demanda de los trabajadores sin -  
 cualificar debido a los costes de inversión más elevados en la for-  
 mación de los primeros. Si las curvas de oferta de ambas clases de  
 trabajadores fueran similares en el valor de sus elasticidades, es-  
 te movimiento diferencial en las demandas conduciría a una contrac-  
 ción en las diferencias salariales entre trabajadores cualificados  
 y no cualificados en los auges y a una ampliación en las recesio- -  
 nes. Sin embargo es más probable que la oferta de trabajo a corto -  
 plazo para los empleos cualificados sea menos elástica que para -  
 los empleos no cualificados, aunque sólo sea porque los trabajado-  
 res cualificados pueden cubrir las vacantes que no requieren cuali-  
 ficación, mientras que los no cualificados no pueden entrar rápida-  
 mente en los empleos cualificados. Según este razonamiento los dife-  
 renciales no se contraerán en los auges a no ser que la promoción -  
 interna supuesta por REDER llegue a ser muy fuerte (12).

Esta posibilidad de que la mayor rigidez de la oferta de traba-  
 jo cualificado pueda anular el comportamiento diferencial de las de-  
 mandas de trabajo debe ser tomada en cuenta, pues como afirma L1.  
 FINA, el supuesto de REDER de una escasez de trabajo no cualificado  
 no parece que pueda mantenerse en el caso español (13).

---

(12) Para sintetizar el punto de vista de R. PEARLMAN en "Forces Wi-  
 dening Occupational Differentials", Review of Economics and -  
Statistics, vol. 40. 1958, pags. 107-109, se ha seguido en al-  
 gunos puntos casi textualmente el resumen realizado por J.T. -  
 ADDISSON y W.S. SIEBERT en "The Market for Labor..." op.cit. -  
 pags. 349-350.

(13) Véase L1. FINA: "Convenios y salarios en el sector metalúrgico  
 español 1960-1975" Tesis doctoral presentada en la Universidad  
 Autónoma de Barcelona, 1979.

## 2.2. LOS ENFOQUES DE LA TEORIA DE LA SEGMENTACION DEL MERCADO DE TRABAJO

### BAJO

La estructura salarial interocupacional ha sido uno de los puntos más frecuentemente tratados por la teoría de la segmentación del mercado de trabajo. Sin embargo, la teoría de la segmentación del mercado de trabajo no constituye un cuerpo teórico unificado, sino que es más bien un conjunto de enfoques a los que todavía les falta unidad. Las influencias recibidas por esta teoría son de muy diverso signo, aunque la mayor parte de sus orígenes se refieren a las teorías marxistas e institucionalistas (14). La gran aportación de la teoría de la segmentación del mercado de trabajo consiste en situar la determinación desagregada de los salarios en un contexto de considerables barreras a la movilidad de la mano de obra. Aunque los neoclásicos han llegado a reconocer la existencia de la segmentación de los mercados de trabajo, establecen que los límites de cada segmento son explicable según el funcionamiento de las fuerzas económicas. Suponen la existencia de competencia perfecta a ambos lados del mercado. No reconocen la existencia de intereses comunes que conducen a la limitación de la competencia. Las barreras a la movilidad son vistas en términos de costes de entrada. Las imperfecciones tienen un carácter coyuntural y las instituciones tienen muy poco que hacer frente a las fuerzas del mercado.

Por el contrario la teoría de la segmentación subraya que las dos partes que intervienen en la relación laboral "difieren en muchos aspectos, pero, sobre todo, en su capacidad para observar y procesar información. Por lo general el empresario que contrata mano de obra -

---

(14) Véase R. LOVERIDGE y A.L. MCK: "Theories of Labor Market Segmentation". Op. cit., R.C. EDWARDS, M. REICH y D.M. GORDON: "Labor Market Segmentation" Lexington Books Massachusetts 1975; D. ROBINSON: "Local Labor Markets and Wage Structures" Gower Press. - Londres 1970; G.G. CAIN: "The Challenge of Segmented Labor Mar-

sabe más acerca del "estado del mercado" que un simple trabajador" - (15). Este poder monopsonístico que es analizado por los neoclásicos en términos exclusivos de la oferta creciente de trabajo que enfrenta la empresa y de su capacidad para variar el nivel general de salarios (16) implica también la posibilidad para las empresas de manejar como una variable autónoma sus estructuras salariales.

La segmentación del mercado de trabajo es para los seguidores de esta teoría un fenómeno que afecta radicalmente a todo el sistema de ajuste del mismo, y que condiciona la determinación de los salarios tanto a nivel agregado como a su estructura. No se trata por lo tanto de una mera diferencia en cuanto a la entidad que se le concede al fenómeno observado de la existencia de barreras a la movilidad de la mano de obra y de la atomización del mercado en segmentos con un alto grado de autonomía. Se trata sobre todo de una ruptura de carácter metodológico de bastante profundidad. SANCHEZ MOLINERO, que ha realizado recientemente un apreciable esfuerzo por modelizar algunos de los aspectos de la teoría de la segmentación, afirma respecto a esta ruptura metodológica lo siguiente: "Para los radicales (escuela radical americana) la función esencial de la jerarquía (salarial) dentro del "modo de producción" capitalista, reside en que es un instrumento básico para la reproducción de dicho sistema. Esto dicho de otra forma, significa que la división jerárquica del trabajo res--

.../...

ket Theories to Orthodox Theory: A Survey" Journal of Economic Literature XIV, 4. 1976, pags. 1215-1257; H. BRAVERMAN: "Labor and Monopoly Capital". Monthly Review Press. New York, 1974, y P. SINGER: "Economía política del trabajo". Ed. Siglo XXI. México 1980.

(15) Cfr. J.M. SANCHEZ MOLINERO: "Competencia desigual y mercado de trabajo" Ed. Pirámide. Madrid, 1980. Pag. 9.

(16) Véase C.A. PISSARIDES: "Labor Market Adjustment" Op.cit.pag 15.

ponde a una estrategia deliberada de la clase capitalista para mantenerse en la cuspide del poder económico" (17).

Desde el punto de vista del análisis de la estructura salarial - por categorías profesionales es necesario recoger por lo menos el significado y las consecuencias que se derivan de dos tópicos de la teoría de la segmentación: los mercados internos y la dualidad del mercado de trabajo.

Fue C.KERR el que introduce el primero de ellos en su conocido ensayo "The Balkanization of Labor Markets" (18). En esta primera versión de los mercados internos corresponde a las normas y reglas de carácter institucional la función de la internalización de los mercados: "Las dimensiones de los mercados institucionales no son establecidas por las preferencias de trabajadores y empresarios, sino por normas ya sean formales o informales. Estas normas establecen qué trabajadores son preferidos en el mercado o incluso cuáles pueden operar en él y qué empleadores pueden y deben comprar en este mercado si necesitan trabajadores. Las normas institucionales toman el lugar de las preferencias individuales, al establecer los límites. Tales normas institucionales son establecidas por las asociaciones de empleadores, por un acuerdo informal entre empleadores, por las empresas, por los sindicatos, por los contratos colectivos y por la acción del Gobierno" (19). Esta visión de los mercados internos estaba todavía -

---

(17) Cfr. J.M. SANCHEZ MOLINERO: "Competencia desigual..." Op.cit.p.45

(18) Recientemente reeditado por la Universidad de California en C. - KERR: "Labor Markets and Wage Determination. The Balkanization of Labor Markets and other Essays" op.cit.

(19) C. KERR, idem, pag. 22.

excesivamente vinculada al caso de los mercados internos horizontales o de carácter gremial. Sin embargo, la mayor capacidad explicativa de este concepto se vá a desarrollar en los mercados internos - verticales o de carácter empresarial. En conexión con la teoría del capital humano se introducirá el papel desempeñado por la cualificación específica en la generación de este tipo de mercados internos. DOERINGER y PIORE, a quienes corresponde la reciente actualización y sistematización del concepto subrayan la formación de los mercados - internos como el "desarrollo lógico de un mercado competitivo en el que se presentan tres factores habitualmente olvidados por la teoría económica convencional: la cualificación específica de la empresa, - la formación en el empleo y la costumbre" (20).

Podemos resumir las consecuencias de la aparición de los mercados internos en los siguientes siete puntos:

- 1) La internalización de los mercados por razones de índole institucional (visión institucionalista), por factores estrictamente económicos (visión neoclásica) o como consecuencia del carácter de las relaciones sociales capitalistas (visión radical y marxista) repercute en una considerable reducción de la movilidad de la mano de obra.
- 2) La reducción de la movilidad de la mano de obra aisla a una mayoría de los trabajadores en el interior de sus empresas - de la competencia externa. La determinación de los salarios en el interior del mercado definido por una empresa se realiza con un cierto grado de autonomía de las denominadas fuerzas del mercado, pues la movilidad potencial de los trabaja-

---

(20) Cfr. P. DOERINGER y M. PIORE: "Internal Labor Markets and Manpower Analysis" Lexington Books. Massachussets, 1971. Pag.39.

doras es el principal eslabón que interrelaciona los niveles salariales entre las distintas empresas (21).

- 3) Frente a la teoría neoclásica que postula una estructura salarial en estricta correspondencia con los niveles cualitativos de la fuerza de trabajo de cada categoría profesional, la existencia de los mercados internos implica por el contrario la posibilidad de discriminación salarial en el interior de las empresas. Como se deduce del modelo de SANCHEZ MOLINERO con la aparición de los mercados internos "se puede llegar a una división jerárquica del trabajo aun suponiendo una población laboral homogénea. En este caso, lo que ocurre es que las empresas manipulan las estructuras salariales para lograr de sus trabajadores la gama más idónea de comportamientos" (22).
- 4) Sin embargo, lo anterior también implica el que la estructura salarial al interior de las empresas es objeto de negociación con cierta autonomía del mercado externo, de forma que junto al principio de discriminación salarial, los mercados internos establecen una incidencia potencialmente mayor de los sindicatos en el cambio de la estructura salarial por categorías profesionales.
- 5) La reducción de la movilidad de la mano de obra, y el consiguiente debilitamiento de las fuerzas de la competencia au-

---

(21) Véase S.A. LEVIATAN, G.L. MANGUN y R. MARSHALL: "Human Resources and Labor Market" New York, 1972. Pág. 217.

(22) Cfr. J.M. SANCHEZ MOLINERO: "Competencia desigual y mercado de trabajo" Op.cit.pág. 66. Puede encontrarse una formalización de la discriminación salarial en B. CHIPLIN y P.J. SLOANE: "Sex Discrimination in the Labour Market" Mac Millan. Londres, 1976. — Págs. 49-72.

menta los márgenes de discrecionalidad en la fijación de la estructura salarial en los mercados internos. Sin embargo, ello no quiere decir que dicha estructura pueda ser sometida a alteraciones bruscas y frecuentes, sino que por el contrario la existencia de las negociaciones colectivas, la influencia de los sindicatos, los pactos formales e informales, la fuerza de la inercia y de las costumbres, hacen que el debilitamiento de las fuerzas de la competencia repercuta principalmente en una mayor rigidez de la estructura salarial interna.

- 6) La aparición de los mercados internos genera una dinámica de progresiva extensión de los mismos. "Cuando en un mercado competitivo surge un mercado interno, algunos trabajadores y algunos empleos son retirados del mercado general competitivo, lo que estimula a otros trabajadores y empresarios a instituir otros mercados internos en sus empresas. Los empresarios lo harán para mantener su posición competitiva en el mercado de bienes y en el mercado de trabajo. Los trabajadores para proteger la seguridad de sus empleos y las oportunidades de promoción. Una vez que esos mercados han sido establecidos, trabajadores y empresarios buscarán estabilizar la relación de trabajo y reforzar así el mercado interno" (23).
- 7) Pero todos los factores enumerados hasta aquí no permiten caracterizar a los mercados internos como segmentos completamente impermeabilizados respecto a toda posible influencia del mercado externo. Lo característico de la teoría de la segmentación es que los puntos de comunicación entre el mercado interno y el mercado externo están perfectamente delimitados -

---

(23) Cfr. P.B. DOERINGER y M.J. PIORE: "Internal Labor Markets and Manpower Analysis" Lexington Massachussets, 1971. Pag.40.

a algunos escalones concretos de la jerarquía de ocupaciones que reciben la denominación de puertas de entrada. Las oportunidades de empleo que se generan en el mercado interno son cubiertas, según reglas propias, por mecanismos de selección interna del personal, de forma que sólo las vacantes que al final queden localizadas en los estratos profesionales inferiores salen al mercado externo.

Según ello, la influencia del mercado externo, de las fuerzas de la competencia sobre el mercado interno queda restringida a las categorías profesionales que ocupan el puesto inferior en la jerarquía y que actúan como puertas de entrada.

El enfoque dualista de la teoría de la segmentación del mercado de trabajo constituye en cierta medida un intento de captar los rasgos esenciales de un mercado de trabajo donde predominan los mercados internos para poner de manifiesto algunos aspectos que quedan oscurecidos por la consideración aislada de cada uno de los segmentos que componen el mercado total. La teoría dualista se basa en que para analizar un mercado de trabajo con considerables barreras a la movilidad de la mano de obra es necesario dicotomizar el mercado de trabajo en un sector primario y en otro secundario de oportunidades de empleo (24).

---

(24) Dado el carácter necesariamente sintético de esta alusión a la teoría de la segmentación del mercado de trabajo se presenta la visión más esquemática del enfoque de la dualidad en un sector primario y un sector secundario. En un análisis más detallado sería necesario tener en cuenta otros subsectores que se ajustan en mayor medida a la pluralidad de situaciones posibles de la realidad. PIORE, por ejemplo, introduce un nivel superior y otro inferior en el sector primario.



En el sector primario se concentran los empleos mejor pagados, más estables y preferidos por la sociedad. Los mecanismos de determi- nación de los salarios y de asignación del empleo son distintos en - los dos sectores y la movilidad entre ambos sectores se encuentra - duramente limitada. Los factores aducidos por los autores dualistas para la primerización y secundarización del mercado de trabajo son - bastante similares a las enumeradas en la generación de los mercados internos, adn cuando en este caso tienen mayor relieve los de orden sociológico o histórico.

La hipótesis de dualidad significa una generalización del prin- cipio de discriminación salarial y de empleo como norma reguladora - para el acceso a los mejores puestos de trabajo, permaneciendo en - los puestos de trabajo del sector secundario trabajadores que po- - drian ser preparados para empleos cualificados a costes no superiores a los normales. Según ello, las diferencias salariales no obedecen a criterios tecnológicos ni a diferencias en los niveles educativos - sino a criterios de discriminación salarial con base histórica o so- ciológica. Contrariamente a lo supuesto por la teoría del capital hu- mano no existe un mecanismo como el de la educación que permita a ca- da trabajador acceder a la cualificación deseada sino que como seña- lan LOVERIDGE y MOK, existe un efecto "feed back" positivo que ha- ce que "la ocupación de una posición ventajosa o desventajosa dá al sujeto un acceso a niveles muy diversos a los recursos que permíten asegurar esa posición contra la posibilidad de cambios futuros en el mercado, e incluso para orientar los propios movimientos del mercado a su favor" (25).

Si tratamos de deducir las implicaciones de la teoría de la seg- mentación del mercado, tanto en sus elaboraciones sobre los mercados

---

(25) Cfr. R. LOVERIDGE y A.L. MOK: "Theories of Labor Market Segmenta- tion" op.cit.pag. 47.

internos de trabajo como desde la hipótesis de dualidad, respecto al comportamiento de la estructura salarial por categorías profesionales, en términos de predicciones sobre la evolución temporal de las diferencias salariales por ocupaciones, con el fin de compararlas con las predicciones de la teoría convencional, nos encontramos con fuertes divergencias en la explicación del componente tendencial de dicho comportamiento pero con marcadas similitudes en las predicciones sobre el comportamiento cíclico.

En efecto la afirmación del principio de discriminación salarial en la determinación de la jerarquía de salarios que se deriva tanto de la teoría de los mercados internos como de la teoría del mercado de trabajo dual supone una negación frontal de la hipótesis fundamental de la teoría del Capital Humano: esto es la estricta correspondencia entre niveles salariales y niveles de cualificación medidos por variables indicativas de los grados de inversión en capital humano a través de la educación y de la formación profesional. De ello se derivaría la no aceptación por parte de las teorías heterodoxas del papel primordial que los procesos de cualificación desempeñan en la determinación de la tendencia temporal de las diferencias salariales por categorías profesionales, en los términos en que ha sido explicado en páginas anteriores.

Sin embargo, no se tiene conocimiento de que el debate entre ambas posturas se haya planteado en estos términos. En los trabajos empíricos han predominado los análisis cross-section en los que los enfoques ortodoxos han pretendido demostrar un alto grado de asociación entre los niveles salariales de distintos colectivos de trabajadores y sus niveles educacionales y formativos (26), mientras que

---

(26) Merece destacarse entre los análisis 'Cross-section' realizados -

los partidarios de la teoría de la segmentación han realizado estudios similares orientados a contrastar empíricamente la hipótesis - de discriminación salarial. Ya se ha enunciado la crítica sobre el carácter tautológico de los diseños de trabajo empírico de este tipo de la teoría del capital humano. Los trabajos realizados desde - la óptica de la teoría de la segmentación tampoco están exentos de dificultades metodológicas y técnicas. Quizá la más grave de ellas sea el que la fijación de los límites de los distintos segmentos - se realiza arbitrariamente, de forma que los resultados de esta - forma de operar suministran una taxonomía pero no la corroboración de una hipótesis (27).

En cualquier caso la polémica entre ambos enfoques teóricos, - que no puede darse como cerrada por una evidencia empírica suficientemente concluyente, introduce un considerable elemento de incertidumbre en el tratamiento de los factores explicativos del comportamiento tendencial de las diferencias salariales por categorías profesionales.

Afortunadamente no ocurre lo mismo con las predicciones sobre - el comportamiento cíclico. Por un lado de la teoría de los mercados internos de trabajo se deriva que aunque la institucionalización de los mismos genera una considerable pérdida de flexibilidad en la jerarquía salarial, los salarios correspondientes a las categorías profesionales inferiores, que actúan como puertas de entrada, están so-

.../...

como soporte empírico de la teoría del capital humano el de REES y SCHULTZ sobre el mercado de trabajo en Chicago. A. REES y G.P. SCHULTZ: "Workers and Wages in an Urban Labor Market" The University of Chicago Press. Chicago 1970.

(27) Véase R. LOVERIDGE y A.L. MOK: "Theories of Labor..." Op.cit. - Pags. 74-76.

metidos más directamente a las fuerzas de la competencia externa y - por lo tanto son relativamente más sensibles a la situación de ten-- sión que se registra en el mercado de trabajo a nivel general. En - consecuencia la dispersión de los salarios medios por categorías pro-- fesionales tenderán a ampliarse en las fases recesivas del ciclo, y a reducirse en las fases de expansión según una pauta anticíclica si-- milar a la derivada de las hipótesis de REDER y de OI. Ni siquiera - la energética actuación de los sindicatos en la dirección de mantener estabilizadas las diferencias salariales por categorías profesiona-- les podría en principio lograr anular por completo dicho efecto, - - pues aunque el sindicato fuera capaz de trasladar a la totalidad de la jerarquía salarial todas las elevaciones salariales que se puedan producir en los salarios de las categorías que actúan como puertas - de entrada, resulta más difícil aceptar que los descensos salariales relativos correspondientes a las fases de recesión pudieran ser des-- lizados con la misma rapidez y energía. Basta pues con suponer un - comportamiento asimétrico en los procesos de deslizamiento de los sa-- larios para que la hipótesis del carácter anticíclico de la disper-- sión salarial se mantenga incluso bajo el supuesto de una interven-- ción sindical orientada hacia la rigidez de la estructura salarial.

Las diferencias en los mecanismos de determinación de los sala-- rios entre el sector primario y el sector secundario, según el enfo-- que de la hipótesis dual, repercute en una mayor autonomía de los sa-- larios del sector primario respecto de las condiciones generales del mercado, de forma que el comportamiento de la estructura salarial, - en estrecho paralelismo con lo deducido desde la teoría de los merca-- dos internos, se ajusta al mismo modelo anticíclico. De hecho según las formulaciones más simples de la teoría dual, en los empleos del sector primario se concentran todas las características de los mer-- cados internos, mientras que los empleos del sector secundario se ri--

gen más directamente por las condiciones del mercado externo. Modelos algo más sofisticados que admiten la existencia de mercados internos y externos, tanto en el sector primario como en el sector secundario, como el modelo de multisegmentación de MOK, no conducen a predicciones distintas sobre el comportamiento cíclico de la estructura salarial por ocupaciones (28).

La coincidencia de las predicciones de la teoría neoclásica con las predicciones de las teorías heterodoxas sobre el comportamiento cíclico de la estructura salarial por categorías profesionales establecen un terreno relativamente sólido sobre el que analizar este componente de la estructura salarial, y es la razón por la que se ha elegido este aspecto como centro de una investigación que pretende dilucidar la existencia o no de un comportamiento salarial diferenciado en el mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975.

### 3. ANALISIS DE LA DISPERSION SALARIAL POR CATEGORIAS PROFESIONALES

En este epígrafe se aborda el análisis de la dispersión salarial por categorías profesionales con el objetivo de determinar la existencia o no de un comportamiento efectivamente flexible de este com-

---

(28) Véase A.L. MOK: Is there a Dual Labor Market in the Netherlands? Martinus Nijhoff.-La Haya, 1975.

ponente de la estructura salarial a la situación de tensión relativa del mercado. Para ello se aplicará un modelo uniecuacional similar al estimado en el capítulo anterior. Sin embargo, dado que las dificultades que presenta la medición de los abanicos salariales por categorías profesionales condicionan decisivamente el grado de agregación posible de la variable dependiente, y por lo tanto las características del propio modelo, es necesario abordar en primer lugar la definición de las medidas de dispersión salarial por categorías profesionales que se van a utilizar como variables dependientes, alterando en cierta medida el orden de exposición más lógico.

### 3.1. LA MEDIDA DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES POR CATEGORÍAS PROFESIO-

#### NALES

La elección de la medida o conjunto de medidas con las que cuantificar la estructura salarial en su componente vertical, es decir, por categorías profesionales, resulta bastante más compleja que en el caso de la estructura salarial horizontal tratada en el capítulo anterior.

En primer lugar se plantea la opción sobre el nivel de agregación al que analizar las diferencias salariales por categorías profesionales. Estas diferencias se pueden analizar según los salarios medios totales de cada rama profesional en el conjunto de todos los sectores o ramas de actividad, o se pueden analizar sector por sec-

tor según los salarios medios de cada categoría profesional en cada rama de actividad.

Desde el punto de vista de la mayor simplicidad del trabajo sería conveniente poder reducir el análisis a los diferenciales entre los salarios medios totales de cada categoría profesional a través de todas las ramas de actividad. Sin embargo existen graves inconvenientes para ello.

El primero de ellos es de índole estadística. El INE solo facilita datos de salarios medios totales para cinco categorías profesionales y con una periodicidad anual, lo que constituye una información claramente insuficiente que sólo permite un análisis descriptivo como el ya realizado en el libro "Salarios y mercado de trabajo en España". Para abordar una profundización a este nivel, sería necesario calcular previamente los salarios medios para las distintas categorías profesionales con una mayor desagregación y con una periodicidad trimestral, y para calcular los salarios medios de cada categoría profesional habría que utilizar el número de trabajadores empleado en cada categoría profesional de cada rama de actividad como factor de ponderación, al no disponerse del número de horas trabajadas desagregado por categorías profesionales, introduciéndose así un elemento de distorsión adicional. De esta forma el esfuerzo de cálculo no se vería compensado por las ventajas de poder trabajar a este nivel de agregación.

El segundo inconveniente, más grave, se deriva del escaso significado de las diferencias salariales por categorías profesionales a tan alto nivel de agregación, pues como ya ha sido puesto de manifiesto el contenido de una misma ocupación varía de una rama de actividad a otra y experimenta cambios muy distintos a lo largo del tiempo. Además, como posteriormente se verá, la dinámica de la estructura

salarial interna es también muy diferente de unas ramas de actividad a otras. Así las diferencias entre salarios medios totales por categorías profesionales responden a la acción conjunta de factores muy diversos, que resulta prácticamente imposible identificar a nivel agregado. En función de ello se ha optado por realizar el análisis de la estructura salarial por ocupaciones sector por sector. De la realización del análisis de la estructura salarial por categorías profesionales a un nivel de desagregación sectorial se derivan tres importantes consecuencias: Primera. Todo el trabajo se vé considerablemente ampliado por la necesidad de realizarlo por separado para cada uno de los quince sectores; Segunda. La perspectiva sectorial repercute en una considerable pérdida de generalidad en los resultados y en las posibles conclusiones; Tercera. El análisis puede ser posteriormente profundizado desde un planteamiento que reduzca el campo de investigación a un número limitado de ramas de actividad.

Sin embargo esta opción no debe interpretarse como un abandono del nivel de generalidad con que se aborda el estudio de la estructura salarial en este trabajo en favor de una perspectiva de profundización sectorial, sino que viene impuesta por las limitaciones estadísticas y de agregación anteriormente expuestas. Por ello el tratamiento sectorial de la estructura salarial interna se realizará buscando la mayor homogeneidad para la totalidad de los sectores, prescindiendo por lo tanto de muchos elementos que serían relevantes desde una perspectiva estrictamente sectorial.

En segundo lugar es necesario tomar una decisión sobre los instrumentos de medida de las diferencias salariales por categorías profesionales. En este caso la selección también es menos sencilla que en el capítulo anterior; Primero, porque la escala de ocupaciones a-



grupa a colectivos laborales muy heterogéneos, lo que implica, cuando menos, la necesidad de distinguir entre las categorías de empleados y las categorías de operarios. Y Segundo, porque la utilización de los cocientes diferenciales implicaría en este caso su estimación y análisis para todos, o al menos, para los más importantes pares de categorías profesionales.

Para realizar esta opción ha parecido conveniente hacer un estudio previo con datos anuales, y por lo tanto con una manipulación de datos muy inferior a la necesaria en el trabajo trimestralizado, que permitiese conocer el comportamiento de cada una de las posibles medidas a utilizar. Así se han calculado sobre la base las ocho categorías profesionales seleccionadas en el capítulo anterior, los coeficientes máximo-mínimo y los coeficientes de variación correspondientes a la estructura salarial total (las 8 categorías), a la estructura salarial de empleados (ingenieros, oficiales administrativos y subalternos), y a la estructura salarial de operarios (jefes de equipo, oficiales de 2ª y 3ª, peones especialistas, peones y pinches y aprendices) de cada una de las 15 Ramas de Actividad. Dado el volumen de cuadros y de gráficos de dicho trabajo, expondremos aquí solo los resultados para las ramas del Metal, la Construcción y la Electricidad, desplazando el resto al apéndice de este capítulo.

En el CUADRO 3.1. se recogen los coeficientes máximo-mínimo (CMM) y los coeficientes de variación (CV) para cada uno de los años del periodo correspondientes a las diferencias salariales de la estructura total, de la estructura de los empleados y de la estructura de operarios en la rama del metal. Los CUADROS 3.2. y 3.3. recogen los mismos datos referidos a las ramas de la Construcción y de la Electricidad. Se han representado la evolución de los coeficientes

CUADRO 3.1.METAL

<u>AÑOS</u>	<u>ESTRUCTURA SALARIAL</u> <u>TOTAL</u>		<u>ESTRUCTURA SALARIAL</u> <u>DE EMPLEADOS</u>		<u>ESTRUCTURA SALARIAL</u> <u>DE OPERARIOS</u>	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	10.72	0.8276	3.85	0.7834	3.25	0.3586
1964	11.26	0.8370	3.89	0.7631	3.26	0.3601
1965	11.17	0.8236	3.73	0.7389	3.28	0.3639
1966	10.70	0.7755	3.54	0.7082	3.39	0.3671
1967	10.09	0.7637	3.44	0.6971	3.22	0.3595
1968	10.38	0.7756	3.40	0.6995	3.22	0.3586
1969	10.73	0.7804	3.40	0.6986	3.29	0.3653
1970	10.80	0.7823	3.40	0.7041	3.33	0.3774
1971	10.55	0.7624	3.28	0.6868	3.34	0.3805
1972	10.08	0.7280	3.16	0.6699	3.38	0.3815
1973	9.81	0.7068	3.04	0.6554	3.35	0.3815
1974	8.47	0.6441	2.78	0.6059	3.10	0.3642
1975	7.74	0.6111	2.64	0.5824	2.44	0.3544

CUADRO 3.2.CONSTRUCCION

<u>AÑOS</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	9.28	0.8929	4.95	0.8324	2.47	0.2948
1964	8.76	0.9093	5.29	0.8645	2.36	0.2890
1965	8.64	0.8816	5.28	0.8499	2.43	0.2972
1966	8.33	0.8165	4.63	0.7785	2.60	0.3163
1967	7.58	0.7811	3.97	0.7319	2.44	0.3058
1968	8.03	0.7856	3.80	0.7093	2.51	0.3082
1969	8.33	0.8096	4.03	0.7288	2.50	0.3104
1970	8.11	0.8026	3.99	0.7378	2.48	0.3069
1971	7.61	0.7902	3.86	0.7229	2.35	0.2877
1972	7.37	0.7855	3.90	0.7244	2.25	0.2749
1973	7.02	0.7315	3.52	0.6642	2.30	0.2815
1974	7.13	0.7358	3.68	0.6979	2.35	0.2838
1975	7.08	0.7166	3.82	0.7012	2.42	0.2872

CUADRO 3.3.ELECTRICIDAD

<u>AÑOS</u>	<u>ESTRUCTURA SALARIAL</u> <u>TOTAL</u>		<u>ESTRUCTURA SALARIAL</u> <u>DE EMPLEADOS</u>		<u>ESTRUCTURA SALARIAL</u> <u>DE OPERARIOS</u>	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	8.73	0.8620	3.93	0.7588	2.38	0.2858
1964	9.51	0.8965	3.86	0.7595	2.35	0.2872
1965	10.31	0.9038	3.95	0.7652	2.71	0.3291
1966	11.24	0.9506	4.15	0.8047	2.65	0.3103
1967	9.72	0.8669	3.82	0.7519	2.62	0.3053
1968	8.64	0.7760	3.40	0.6791	2.69	0.3132
1969	7.94	0.7154	3.06	0.6154	2.74	0.3187
1970	7.88	0.7175	3.02	0.6210	2.76	0.3292
1971	7.91	0.7101	2.99	0.6239	2.79	0.3321
1972	7.48	0.6864	3.04	0.6325	2.81	0.3344
1973	8.09	0.7388	3.21	0.6672	2.75	0.3346
1974	7.43	0.7288	3.15	0.6684	2.49	0.3003
1975	6.43	0.6448	2.73	0.5755	2.48	0.3181

máximo-mínimo de los tres componentes de la estructura salarial -  
 (TO= Estructura total, E = Estructura de los empleados y O = Estructura de los operarios) de estas ramas de actividad en el GRAFICO III. 1. y la evolución de los coeficientes de variación en el GRAFICO III. 2. Los datos referentes a las restantes ramas de actividad aparecen en los CUADROS del A3.1.al A3.12. y en los GRAFICOS del AIII.1. al - AIII. 8.del apéndice de este capítulo.

Se han calculado asimismo los coeficientes de correlación existentes entre las series de los coeficientes máximo-mínimo y las series de los coeficientes de variación para cada uno de los 45 casos estudiados. Los resultados son los que aparecen en el CUADRO 3.4., - que indican la existencia de un alto grado de asociación entre ambas variables. Ello podría justificar en este caso la utilización de los coeficientes máximo-mínimo como medida de los abanicos salariales - por categorías profesionales. Sin embargo, si se observan con detenimiento los gráficos correspondientes se puede comprobar la existencia de ciertas discrepancias entre las series de los coeficientes de variación y los coeficientes máximo-mínimo. De forma que a pesar del alto grado de correlación, debido a la fuerte influencia de los valores extremos en el valor del coeficiente de variación, la información no tenida en cuenta en los coeficientes máximo-mínimo provoca - ciertas discrepancias, que presumiblemente se verían ampliadas al pasar a datos trimestrales. Por ello ha parecido oportuno utilizar aquella forma de medir las diferencias por categorías profesionales - que es más sensible al conjunto de la información sobre los salarios medios, sobre todo a la vista de las discrepancias existentes en la interpretación dada al comportamiento de este componente de la estructura salarial.

De los cálculos realizados con datos anuales se desprenden tam-

GRAFICO III.1.

ELECTRICIDAD

CONSTRUCCION

METAL

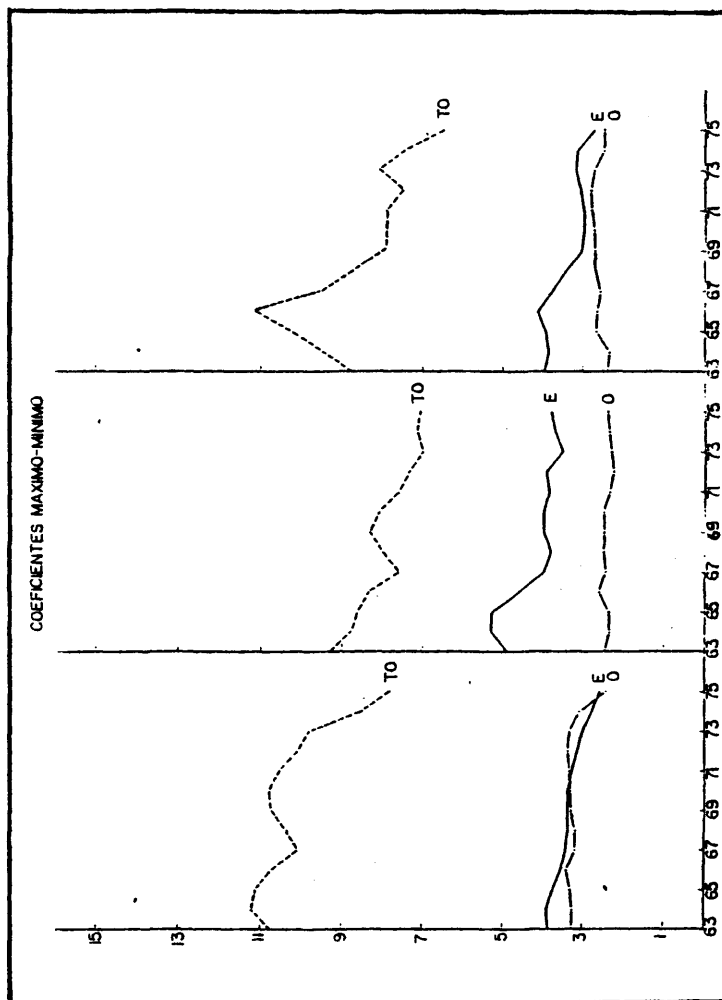
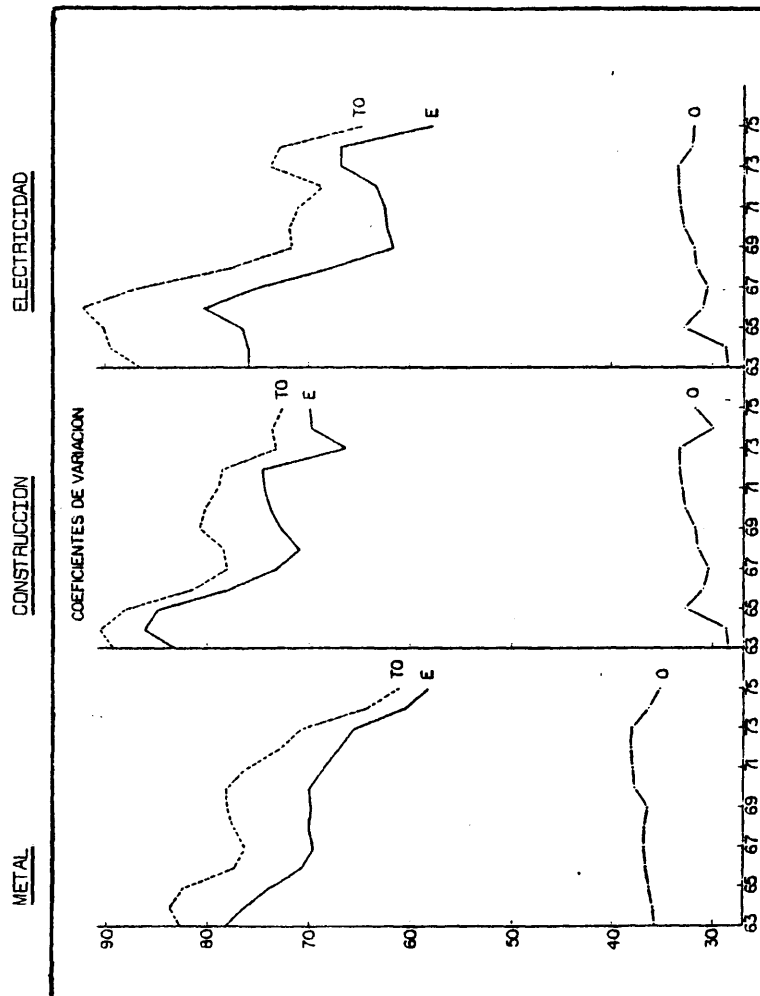


GRAFICO III.2.



CUADRO 3.4.

COEFICIENTES DE CORRELACION ENTRE LOS COEFICIENTES DE VARIACION POR  
CATEGORIAS PROFESIONALES Y LOS COEFICIENTES MAXIMO-MINIMO (Calcula-  
 dos sobre datos anuales)

<u>RAMAS</u>	<u>ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL</u>	<u>ESTRUCTURA SALARIAL DE EMPLEADOS</u>	<u>ESTRUCTURA SALARIAL DE OPERARIOS</u>
1. Carbón	0.5495	0.9012	0.0129
2. Minerales Metal.	0.8989	0.9927	0.9719
3. " no "	0.9707	0.9529	0.9574
4. Alimentación	0.9609	0.8663	0.9843
5. Textil	0.8708	0.8889	0.7530
6. Calzado	0.9923	0.9879	0.9786
7. Madera	0.9712	0.9883	0.9759
8. Papel	0.9695	0.9682	0.9246
9. Imprentas	0.9816	0.9713	0.7930
10. Caucho	0.9088	0.9251	0.9240
11. Química	0.8315	0.9783	0.8405
12. Petróleo	0.8405	0.8759	0.9640
13. Metal	0.9682	0.9901	0.5520
14. Construcción	0.9379	0.9899	0.9401
15. Electricidad	0.9559	0.9905	0.8978



bién dos fenómenos que permiten orientar mejor el estudio de las diferencias salariales por categorías profesionales. En primer lugar - la evolución temporal de los diferenciales referidos a la estructura salarial total es extraordinariamente similar a la evolución de los diferenciales de la estructura salarial de los empleados en la totalidad de las ramas de actividad. Lo que quiere decir que el comportamiento del diferencial total está decisivamente condicionado por - el comportamiento del diferencial de las categorías de empleados. - Ello es debido a la fuerte influencia del salario medio de los ingenieros y licenciados en los coeficientes de variación tanto si se refieren a la estructura salarial total como a la estructura salarial de los empleados. Por otro lado se pueden observar fuertes discrepancias en prácticamente la totalidad de las ramas de actividad entre el comportamiento del diferencial calculado para las categorías de operarios y el comportamiento de los otros dos diferenciales. Dichas discrepancias no solo implican oscilaciones diferentes, sino incluso en bastantes casos tendencias opuestas.

En consecuencia el estudio de la estructura salarial por ocupaciones requiere al menos la utilización de los coeficientes de variación referidos a la estructura salarial total y los coeficientes de variación referidos a la estructura salarial de los operarios en cada rama de actividad.

En el cálculo de la medida de dispersión para las distintas - estructuras salariales se vuelve a plantear el problema de decidir - sobre qué series de salarios se deben calcular los coeficientes de variación. Podría pensarse que al tratarse en este caso, del cálculo de los coeficientes de variación sobre salarios medios de distintas categorías profesionales de una misma rama de actividad no tendrían por qué producirse alteraciones en la dispersión salarial de-

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS DE LAS CATEGORIAS PROFESIONALES

CORRESPONDIENTES A LA ESTRUCTURA TOTAL DE LA RAMA DEL METAL

- Perfil A: Calculados sobre las series originales  
 Perfil B: Calculados sobre las series desestacionalizadas  
 Perfil C: Calculados sobre las series tendencia-ciclo

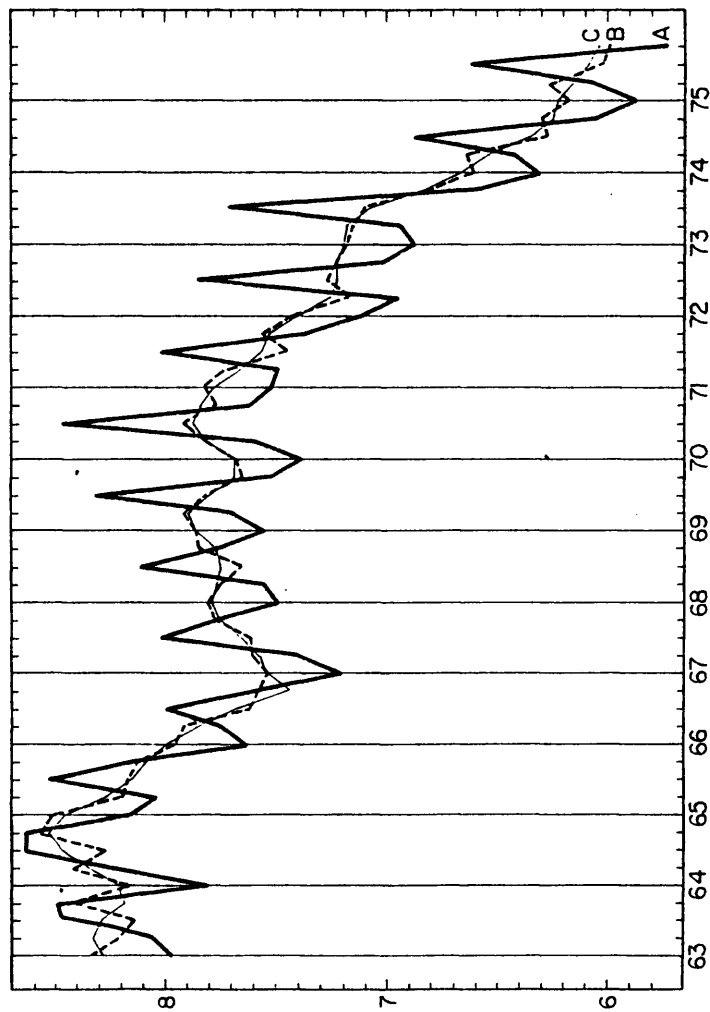
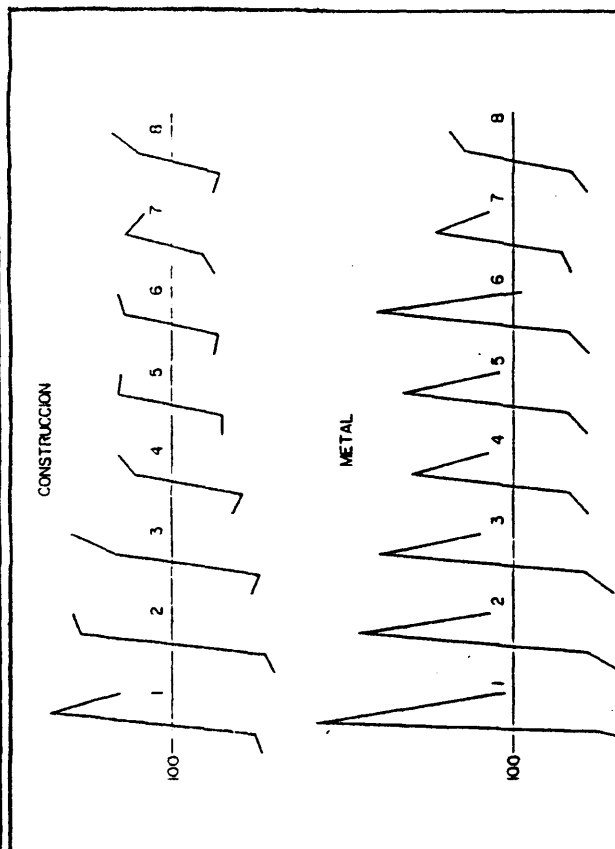


GRAFICO III.4.

COMPONENTES ESTACIONALES MEDIOS EN LAS SERIES DE SALARIOS DE LAS CATEGORIAS PROFESIONALES EN LAS RAMAS DE LA CONSTRUCCION Y EL METAL



rivadas de las diferencias intersectoriales en los componentes estacionales o irregulares, como ocurría en el estudio de la estructura salarial intersectorial. Sin embargo, los coeficientes de variación de los salarios medios de las distintas categorías profesionales de una misma rama de actividad manifiestan un fuerte comportamiento estacional. Para ilustrar esta realidad se ha representado en el GRAFICO III.3. las distintas series de los coeficientes de variación de la estructura salarial total calculados sobre las series originales de los salarios hora(Perfil A), sobre las series desestacionalizadas de los salarios hora(PerfilB) y sobre las correspondientes series tendencia ciclo(PerfilC) con los datos de la rama del Metal. En ese grafico puede observarse con claridad el componente estacional de la dispersión salarial por categorías profesionales que corresponde a las series originales de los salarios-hora medios. Ello solo puede deberse a las diferencias en los componentes estacionales en cada una de las ocho series utilizadas como base en el cálculo de los coeficientes de variación. Efectivamente un análisis de los componentes estacionales de cada una de las series refleja la existencia de ciertas diferencias. En el GRAFICO III.4. se han representado a título de ejemplo los componentes estacionales medios obtenidos por el Método X-11 para las series de los salarios-hora medios de las 8 categorías profesionales en la rama del Metal y en la rama de la Construcción.

En ambos casos puede constatar la existencia de importantes diferencias en cuanto a la intensidad relativa del componente estacional en las series de salarios medios correspondientes a las distintas categorías, y diferencias en algunos casos incluso en la propia estructura de la estacionalidad. Son estas diferencias las que generan un componente estacional propio en la serie de dispersión salarial por categorías profesionales.

Si aceptamos que el componente estacional de cada una de las series de salarios medios refleja la incidencia de retribuciones salariales con cierta regularidad anual e independiente de los salarios base cuya manifestación más clara son las pagas extraordinarias, los perfiles del GRAFICO III.4. indican que esas retribuciones salariales variables, no ligadas al salario base, son relativamente más intensas en las categorías profesionales de mayor nivel salarial. Tanto en el sector del Metal como en el sector de la Construcción la intensidad del componente estacional es decreciente con el nivel de retribución salarial, con la única excepción significativa de los peones especialistas del sector Metal.

Este comportamiento diferenciado de los componentes estacionales confirmaría la hipótesis formulada en el libro "Salarios y mercado de trabajo en España", según la cual la incidencia de las partes variables del salario es relativamente mayor en los salarios más elevados de forma que los "flecos salariales" tienden a aumentar la magnitud de las diferencias salariales. Así la dispersión de los salarios medios por categorías profesionales tiende a aumentar en los trimestres correspondientes a mayor nivel salarial y por el contrario a hacerse más homogénea en los trimestres de menor nivel salarial dentro de una misma rama de actividad.

Por ello, para evitar la fuerte influencia de estos "flecos salariales" en el comportamiento de las medidas de dispersión salarial parece aconsejable calcular los coeficientes de variación, tanto sobre la estructura salarial total como sobre la estructura salarial de los operarios sobre la base de las series desestacionalizadas de los salarios medios de las categorías profesionales correspondientes.

Por último debe tenerse en cuenta que el cálculo de estos coefi-

cientes de variación se realizan con los datos salariales más desagregados de la encuesta trimestral de salarios. Ello quiere decir - que dichos datos tienen una representatividad menor que los utilizados para el cálculo del coeficiente de variación de los salarios medios por ramas de actividad y que por lo tanto la medida de la dispersión salarial es más sensible a las oscilaciones en las series salariales derivadas de los errores de muestreo o de los problemas en la rotación de la muestra. Como se verá más adelante muchas de las series trimestrales de los coeficientes de variación muestran oscilaciones pronunciadas en las primeras observaciones que bien pudieran deberse a problemas de muestreo en los primeros periodos de elaboración de la encuesta. Por otro lado los problemas de representatividad de los datos salariales a nivel desagregado son considerablemente mayores para aquellas ramas de actividad de menor dimensión en cuanto al número de trabajadores empleados, por lo que la posibilidad de bruscas oscilaciones en las series correspondientes a la dispersión salarial por categorías profesionales debidas a errores en los datos es también mayor en estas ramas de actividad.

Se podría pensar, en función de ello, en la conveniencia de utilizar datos salariales correspondientes a las series tendencia-ciclo eliminando los componentes irregulares. Sin embargo esta alternativa tiene en este caso serios inconvenientes. Pueden existir, y de hecho existen, ciertos componentes irregulares comunes a las diversas series salariales de las distintas categorías de una misma rama de actividad, que pueden ser reflejo de ciertos cambios institucionales o en las condiciones del mercado que afecten simultáneamente a todas las series, de forma que su eliminación por la técnica del alisado de cada una de las series pueda provocar mayores distorsiones en la serie resultante de los coeficientes de variación.

Al obtener las series tendencia-ciclo por métodos estocásticos lo que es simplemente un "outlier" puntual en la serie de los coeficientes de variación calculados sobre datos desestacionalizados se convierte en una oscilación extendida a varios trimestres en la serie de los coeficientes de variación calculados sobre datos tendencia-ciclo. Por eso, a pesar de que la influencia de los errores en los datos puede distorsionar fuertemente algunas de las series de los coeficientes de variación, se ha preferido definir la medida de dispersión salarial en función de los datos salariales de las series desestacionalizadas, y no de las series tendencia-ciclo. Además todo posible trabajo econométrico con los datos de dispersión salarial se vería prácticamente imposibilitado si los cálculos de los coeficientes de variación se realizasen en base a las series tendencia-ciclo.

### 3.2. LA ESPECIFICACION DE UN MODELO ECONOMETRICO PARA LA DISPERSION SALARIAL POR CATEGORIAS PROFESIONALES

El planteamiento que hacemos en el estudio de la estructura salarial por categorías profesionales es, según puede deducirse del apartado anterior, muy similar al realizado en el capítulo anterior sobre la estructura salarial por ramas de actividad. Tratamos de discernir si la estructura salarial vertical refleja, en el caso español durante el periodo seleccionado, un comportamiento cíclico, según se deduce del conjunto de las diversas teorías que han abordado el tema, como criterio indicativo de la existencia o no de una sensibilidad de dicha estructura salarial a la influencia de las fuerzas del mercado. Para ello hemos optado, con los argumentos, las limita-

ciones y las garantías necesarias explicadas en el capítulo anterior, por la aplicación de las técnicas econométricas para el análisis de la relación entre la dispersión salarial por categorías profesionales y las variables explicativas oportunas. En este caso el trabajo econométrico resulta considerablemente más complicado por las siguientes razones: 1) La especificación del modelo presenta mayores dificultades. 2) La estimación debe realizarse sector a sector y para los dos componentes de la estructura salarial por categorías profesionales anteriormente definidas: estructura salarial total y estructura salarial de los operarios. Lo que implica la estimación de modelos para treinta casos diferentes. 3) Es necesario incluir en los modelos variables de carácter sectorial. 4) La amplia experimentación econométrica puede conducir a modelos estimados en cada caso relativamente diferentes, que obstaculizan la comparación de los parámetros estimados y dificultan la generalización de las posibles conclusiones. Y 5) La ausencia de resultados positivos en algunos casos no puede interpretarse como una refutación de la hipótesis planteada, ni como prueba a favor de la hipótesis contraria. La única interpretación rigurosa que cabe desde un punto de vista econométrico es el reconocimiento del fracaso en la especificación del modelo para esos casos, sin que ello signifique negar validez informativa a los resultados negativos obtenidos.

Dicha información puede y debe ser valorada en relación a la racionalidad de las hipótesis, a la coherencia en la especificación del modelo y a las restricciones de los datos con los que se opera. Abordaremos todos estos problemas con detalle en la especificación del modelo y en la interpretación de los resultados obtenidos.

No debe perderse de vista, sin embargo, que el planteamiento del trabajo econométrico no se orienta directamente a la estimación



del modelo explicativo de la estructura salarial interna de cada rama de actividad, sino que el objetivo es tratar de obtener algún tipo de evidencia sobre el comportamiento cíclico a nivel general de la estructura salarial por categorías profesionales. El que dicho trabajo se eborde de forma sectorializada viene impuesto, como ya se ha explicado, por la forma en que los datos se encuentran disponibles. Por lo tanto se ha priorizado la experimentación de las posibles especificaciones del modelo con los datos de todos los sectores sobre el perfeccionamiento de la estimación correspondiente a cada sector.

En función de este propósito la estimación del modelo de cada sector se realizará mediante la inclusión prioritaria de variables agregadas, minimizando las variables sectoriales a incluir, y tratando en todo caso que la información estadística sobre dichas variables sectoriales procedan de la misma muestra: es decir de la encuesta trimestral de salarios. Lógicamente si la perspectiva fuese otra, sería aconsejable un tratamiento exhaustivo y profundo sector a sector, utilizando la máxima información sectorial posible, y limitando considerablemente el número de sectores sobre los que realizar la estimación. En este trabajo interesa utilizar una especificación genérica que pueda permitir la obtención de resultados en el mayor número de sectores posibles y por lo tanto la obtención de conclusiones generales sobre el comportamiento de las diferencias salariales por ocupaciones en relación a las oscilaciones cíclicas de la economía española.

Para la especificación del modelo partiremos de la misma estructura básica utilizada por WACHTER para el caso de las diferencias salariales por ramas de actividad, y aplicada en este trabajo en el capítulo anterior, introduciendo sobre ella las modificaciones necesarias. La estructura del modelo de WACHTER se adapta bien a la hipótesis de un comportamiento cíclico de la dispersión salarial por categorías profesionales medida por los coeficientes de variación correspondientes. Sin embargo es necesario señalar que la hipótesis de un comportamiento cíclico en este componente de la estructura salarial se deduce en prácticamente todas las reflexiones teóricas a las que hemos aludido anteriormente sobre la base de la simplificación de la jerarquía salarial a dos únicas clases de trabajo: el trabajo cualificado y el trabajo no cualificado.

El movimiento real de la estructura salarial por ocupaciones, medido por los coeficientes de variación, recoge la incidencia sobre la dispersión salarial de los salarios de una pluralidad de categorías laborales con diverso grado de cualificación. Ello quiere decir que la especificación del modelo se hace en este caso a partir de unas predicciones teóricas relativamente débiles.

Parece válido seguir utilizando el nivel relativo de paro como indicador de la incidencia de la evolución cíclica de la economía sobre el mercado de trabajo a nivel agregado; sin embargo dado que la hipótesis de un comportamiento cíclico de la estructura salarial por categorías profesionales se va a contrastar de forma sectorializada, la inclusión del nivel relativo de paro resulta insuficiente. Por eso es conveniente incluir algún indicador del dinamismo de la demanda sectorial de trabajo, porque desde una perspectiva sectorial el grado de tensión relativa del mercado de trabajo no depende solo

del exceso general de oferta de trabajo, sino también del dinamismo de la demanda de trabajo del propio sector. La primera modificación consiste en introducir como variable explicativa en la estimación correspondiente a cada sector junto con el nivel relativo de paro, la tasa de variación del empleo sectorial que se ha considerado, dada la información estadística disponible, como el indicador más adecuado del dinamismo de la demanda de trabajo sectorial.

La incorporación de la tasa de variación de los precios en el modelo uniecuacional permite recoger la existencia de distintas velocidades de ajuste de los salarios medios de cada categoría profesional, y por lo tanto las alteraciones sufridas en la dispersión salarial por categorías profesionales debidas a factores tales como las subidas lineales u otros similares. Ya se ha indicado que la hipótesis de KNOWLES y ROBERTSON puede establecerse en términos de una relación cuadrática entre la dispersión salarial y la tasa de variación de los precios tal y como sugieren BRONFENBRENNER y HOLZMAN.

Por último en lo que a la inclusión de variables se refiere ha parecido conveniente introducir como variable independiente el número de horas extraordinarias por trabajador de cada rama de actividad, debido al hecho de que las horas extraordinarias no afectan por igual a todas las categorías profesionales y que por lo tanto, al incidir en los salarios medios de cada categoría, que son salarios por hora trabajada, su mayor o menor intensidad puede incidir en la evolución de la dispersión salarial por categorías profesionales. Tal inclusión sería innecesaria si se dispusiese de los salarios medios por hora normal, es decir con eliminación de las retribuciones correspondientes a las horas extraordinarias.

El primer problema de la utilización de este tipo de especificación es que no recoge de manera explícita aquellas variables que pueden influir en el comportamiento de la tendencia a largo plazo en la evolución de las diferencias salariales por categorías profesionales. Aunque, como se ha visto en páginas anteriores no existe acuerdo sobre la posible influencia de variables económicas en el comportamiento tendencial, la importancia que en el caso español tiene la existencia de un fuerte proceso de cualificación de la mano de obra, que afecta de forma diferenciada a cada rama de actividad, aconsejaría la introducción de alguna variable "proxí" de la demanda de trabajo cualificado en cada sector o de algún indicador de la evolución sectorial del grado de cualificación de la fuerza de trabajo. La inexistencia de datos con la periodicidad y la homogeneidad requerida y la pobreza, ya comentada, de los posibles índices de cualificación es la que obliga a prescindir de la inclusión de este factor en la especificación de la ecuación. El error de especificación que ello pueda introducir queda aminorado por la posibilidad de que el componente tendencial sea absorbido por las restantes variables explicativas, y en especial por la tasa de variación de los precios, ya que los distintos factores que afectan al componente tendencial de la dispersión salarial por categorías profesionales pueden ser interpretados en términos de velocidades de reacción de las diferencias de los salarios de cada categoría profesional ante los cambios en la tasa de inflación.

Un segundo problema se deriva de la no incorporación de variables institucionales que pudieran ser significativas. Únicamente se han realizado ensayos, mediante la inclusión del salario mínimo como variable explicativa, pues en principio la incidencia del salario mínimo podría afectar, si sus revisiones afectan a los salarios medios

inferiores, a la dispersión salarial por categorías profesionales. - Los resultados de tales ensayos, algunos de los cuales se presentan más adelante, han sido todos negativos. No se ha realizado ningún intento de incorporar la cronología de la negociación colectiva de cada sector pues aunque pudiera ser significativo, el trabajo de ordenar toda la contratación colectiva, que como es sabido no se realiza en un marco nacional sino primordialmente en el marco provincial o de empresa, desborda los objetivos que aquí se han propuesto y, - en definitiva, sería más propio de un trabajo sectorial exhaustivo.

En la especificación dinámica del modelo se presentan los mismos problemas y dificultades que en modelo aplicado a las diferencias salariales interindustriales. Todo lo dicho en el capítulo anterior a este respecto es perfectamente aplicable aquí. Las estructuras dinámicas ensayadas en las estimaciones que se realizan en este capítulo han respondido a las enumeradas en el capítulo anterior.

A pesar de que las formulaciones ensayadas en este caso han sido más numerosas y se han aplicado a datos correspondientes a 30 casos distintos, lo que ha supuesto la realización de casi 3000 ejercicios de regresión, no se han obtenido resultados con la técnica de ALMON con polinomios de tercer y cuarto grado con estructura de retrasos de variadas longitudes hasta incluir doce desfases. Sin embargo, dado que esta técnica es muy sensible a la estructura de retrasos que se introduce "a priori", no es posible descartar definitivamente la posibilidad de que una mayor experimentación pueda dar resultados positivos.

De nuevo, la mayoría de los resultados positivos se han conseguido con la estructura dinámica más simple que se obtiene con la incorporación de la variable dependiente desfasada según la técnica de KOYCK-CAGAN. El significado y las limitaciones de esta técnica de dinamización han sido extensamente comentadas en el capítulo anterior.

La estructura general del modelo uniecuacional al que responden la mayoría de los resultados positivos obtenidos es la siguiente:

$$CVRA_t = a + bU_t^{-1} + b'TU_t + b''E_t + cP_t + dP_t^2 + eH_t + CVRA_{t-1} + a_t$$

Donde CVRA es en cada caso el coeficiente de variación de los salarios medios por categorías profesionales correspondiente a cada rama de actividad y referido, también en cada caso, al total de la estructura salarial interna de la rama o a la estructura salarial de las categorías de operarios de la rama. Por lo tanto para cada una de las estimaciones realizadas la variable dependiente es distinta. U es el nivel relativo de paro y TU su tasa de variación, cuya incorporación se ensaya como una especificación dinámica adicional. P es la tasa de variación de los precios. E es en cada caso la tasa de variación del empleo total en cada rama de actividad. Y H es el número de horas extraordinarias por trabajador empleado en cada rama de actividad.

Las series trimestrales correspondientes a cada una de las variables se han obtenido de la siguiente forma:

CVRA/ Cada una de las treinta series de la variable dependiente en cada una de las estimaciones son los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías profesionales correspondientes proporcionados por la encuesta de salarios calculados en la forma

que ha sido explicada en páginas anteriores. En todos los casos los valores de esta serie han sido multiplicados por 10.000.

U/ Como nivel relativo de paro se han utilizado los mismos datos del nivel relativo de paro registrado no agrícola que en la estimación realizada para los diferenciales interindustriales.

P/ Igualmente, para esta variable se han utilizado las tasas de variación intertrimestral del índice del coste de la vida, calculadas sobre la serie mensual desestacionalizada.

E/ Las quince series trimestrales correspondientes a esta variable se han obtenido calculando la tasa de variación de las cifras de empleados totales (fijos más eventuales) de cada rama de actividad -- proporcionados por la propia encuesta de salarios. Son conocidas -- las discrepancias existentes durante todo el periodo entre estos datos y los proporcionados por la Encuesta de Población Activa (29).

A pesar de que los datos de empleo de la Encuesta de Población Activa ofrecen en principio mayor confianza se ha optado por los de la encuesta de salarios en función de un criterio de mayor homogeneidad con el resto de los datos utilizados por proceder de la misma muestra. En aquellos en los que el método X-11 ha detectado la existencia de un comportamiento estacional en las cifras de empleo sectorial las tasas de variación se han calculado sobre las series desestacionalizadas.

H/ Las quince series trimestrales correspondientes a esta variable se han calculado, para cada rama de actividad, como el cociente entre el número de horas extraordinarias y el número total de empleados en cada trimestre. Los datos de ambas series proceden de la en-

---

(29) En el Apéndice del libro "Salarios y mercado de trabajo en España" se presenta un detallado análisis de dichas discrepancias. Véase A. SERRANO y J.L. MALO DE MOLINA: "Salarios..." op.cit. -- Págs. 331-346.

cuesta de salarios y cuando existía comportamiento estacional se han usado las series desestacionalizadas.

Con la estructura dinámica del modelo el cálculo de las elasticidades de la dispersión salarial con respecto a cada una de las variables explicativas, se realizará en la forma en que se ha explicado en el capítulo anterior, distinguiendo entre elasticidad a corto plazo y elasticidad a largo plazo, y complementando el cálculo de la elasticidad, cuando sea necesario, en el punto medio, con las elasticidades en los valores extremos.

Por último, antes de pasar al análisis de los resultados obtenidos es necesario advertir que en este caso el carácter de la variable dependiente, que tiene todas las ventajas de ser un estadístico homogéneo, introduce algunas dificultades para la especificación del signo esperado en los parámetros de alguna de las variables explicativas. Así ocurre con el signo esperado para la variable H (número de horas extraordinarias por empleado). Si solo existiesen dos categorías de trabajadores la intensificación en el número de horas extraordinarias significaría un aumento relativamente mayor en los salarios medios de la categoría que con más intensidad realiza horas extraordinarias, que normalmente corresponde a la de menor retribución salarial, de forma que la mayor intensidad en el número de horas repercutiría en una disminución de la dispersión salarial. Sin embargo, cuando existen ocho categorías profesionales, pudiéndose concentrar las horas extras en algunas categorías con salarios de nivel medio, la predicción ya no es posible, quedando indeterminado el signo esperado del parámetro de H.

El mismo problema se presenta con la variable E pues el dinamismo de la demanda sectorial de trabajo puede afectar de forma muy di-



versa a las distintas categorías profesionales, de forma que fuera del contexto de dos únicas categorías profesionales, el signo esperado también queda indeterminado.

### 3.3. RESULTADOS OBTENIDOS EN LAS ESTIMACIONES ECONOMETRICAS

En este epígrafe se presentan los resultados que se han obtenido tras una amplia experimentación con distintas variantes de la estructura general del modelo que se ha explicado en el epígrafe anterior. En cada sector se ha tratado de estimar el modelo para el comportamiento de la estructura salarial total y para el comportamiento de la estructura salarial de los operarios. Es decir, los ensayos se han realizado en cada uno de los quince sectores utilizando como variable dependiente en primer lugar, los coeficientes de variación de los salarios medios correspondientes a las ocho categorías profesionales que componen la estructura salarial total, y en segundo lugar los coeficientes de variación de los salarios medios de las cinco categorías de operarios.

Como ya se ha indicado, los resultados que se presentan en este epígrafe no pretenden tener el carácter de estimación definitiva para cada uno de los sectores, sino que se orientan exclusivamente a la obtención de posibles conclusiones de carácter general sobre el comportamiento cíclico de la estructura salarial por ocupaciones. Cada una de las estimaciones realizadas puede ser ampliamente mejorada desde una perspectiva de trabajo empírico estrictamente sectorial.

Las restricciones procedentes del modelo de regresión empleado y del comportamiento irregular de algunas de las series de disper-

sión salarial, debido en gran parte a las deficiencias de la fuente estadística empleada, obligan a considerar como provisionales muchos de los resultados obtenidos. Sin embargo, para la presentación de los resultados se ha seguido el criterio de exponer junto a aquellas estimaciones que pueden considerarse como aceptables aquellas otras que, desde un punto de vista econométrico, existen algunos problemas para su aceptación. En aquellos casos en que no se han alcanzado estimaciones satisfactorias sobre el comportamiento de alguno de los dos componentes de la estructura salarial por categorías profesionales se exponen las estimaciones que mejor resultado han producido con la intención de discutir los problemas que en dichos casos se plantean. La presentación de algunos resultados negativos, sobre todo por el no cumplimiento de los supuestos sobre el componente residual del modelo de regresión, constituye una información importante en este primer análisis econométrico que se realiza sobre el comportamiento de la estructura salarial española, pues a partir de esta información se pueden introducir mejoras en la especificación del modelo o en las técnicas de estimación que permitan llegar en trabajos posteriores a estimaciones satisfactorias. Dado el carácter aproximativo y provisional de muchos de los resultados alcanzados, en aquellos casos en que se han obtenido estimaciones con estructuras ecuatoriales distintas se ha optado por presentar el conjunto de ellas exponiendo sus ventajas y desventajas pero sin entrar en la validación de alguna de las estimaciones frente a las demás.

Para la exposición de los resultados alcanzados en cada sector se ha alterado el orden establecido por la encuesta de salarios en función de una mayor coherencia en la explicación de los resultados obtenidos.

En cada sector se dedicará una cierta atención a la exposición y comentario de la evolución de cada una de las series de los coeficientes de variación de la estructura salarial total y de la estructura salarial de los operarios. El conocimiento de la evolución de la variable dependiente resulta imprescindible para conocer el grado de adecuación del modelo de regresión propuesto y para la interpretación de las estimaciones realizadas. En algunos casos el comportamiento de la variable dependiente implica una clara inadecuación del modelo propuesto y en otros dicho comportamiento condiciona la evolución de la serie residual de la regresión. Asimismo, antes de exponer las ecuaciones estimadas, se analiza, en cada sector, el comportamiento de cada una de las variables sectoriales que intervienen en el análisis de regresión: la tasa de variación en el nivel de empleo sectorial y la serie del número de horas extraordinarias por trabajador. Los datos de estas variables aparecen en el apéndice de este capítulo.

### 3.3.1. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Metal

#### 3.3.1.1. Para la estructura salarial total

La serie de los coeficientes de variación de los salarios-hora desestacionalizados para las categorías profesionales correspondien-

tes a la estructura salarial total (Empleados y Operarios) que se recoge en el CUADRO 3.5., y se representa en el GRAFICO III.5.: es la que presenta un comportamiento más regular, menos errático, de todas las series calculadas. La dispersión salarial sigue una leve tendencia decreciente que se acentúa a partir de 1971. En torno a dicha tendencia son perceptibles claras oscilaciones de frecuencia irregular, pero no aparecen ni valores atípicos, ni bruscos cambios en el nivel de la serie.

El nivel de empleo de esta rama de actividad - según la agregación y clasificación realizada por la Encuesta de Salarios - es el más elevado de todas las ramas industriales. Parte desde unos 600.000 empleados totales (fijos más eventuales) para terminar al final del periodo considerado en torno a los 900.000 empleados. Este alto nivel relativo de empleo confiere una alta representatividad a los datos salariales desagregados de la encuesta de salarios, pudiéndose encontrar en ello una razón que explique el carácter relativamente más regular de la evolución temporal de la dispersión salarial correspondiente a la estructura ocupacional total. La variabilidad de la serie de empleo en torno a la tendencia creciente es muy moderada comparativamente a la observada en otros sectores, y aunque no se puede descartar la existencia de oscilaciones cíclicas parece responder fundamentalmente a la línea de expansión tendencial del sector. En el CUADRO A.3.13. del apéndice de este capítulo se recogen las tasas de variación intertrimestral de esta serie que corresponden a los valores de la variable E.

Los datos del número de horas extraordinarias realizadas mensualmente por cada trabajador empleado que se recogen en el CUADRO A.3.29. del Apéndice, reflejan un uso bastante intensivo y creciente

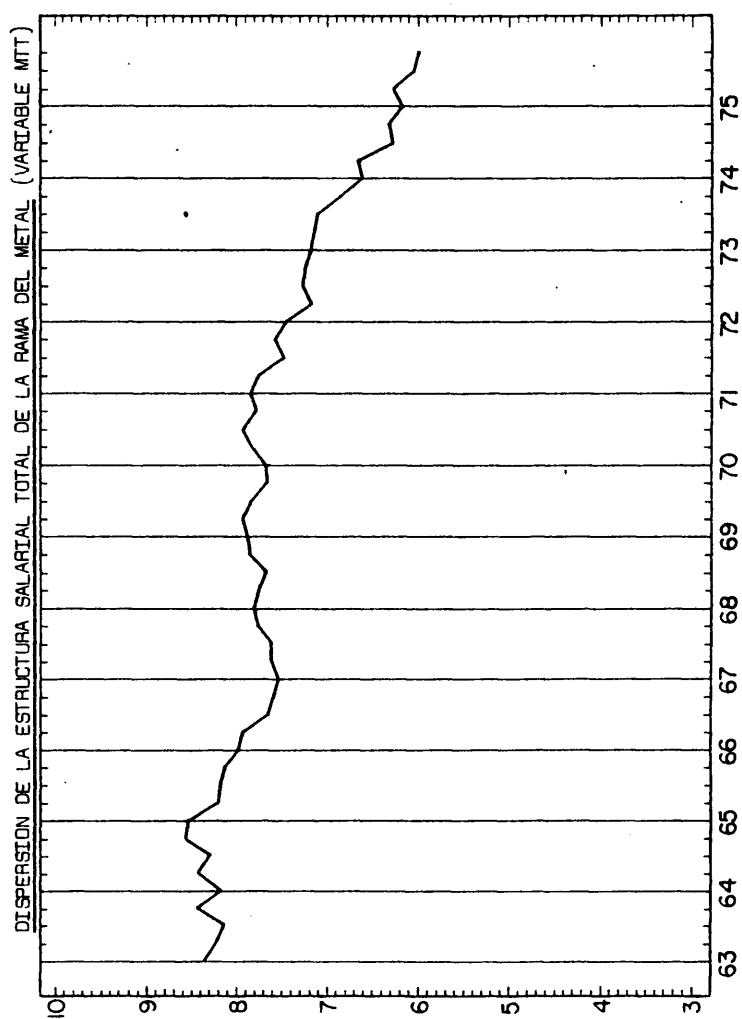
CUADRO 3.5.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA  
DEL METAL (VARIABLE MTT) (Calculados sobre las series de salarios me-  
 dios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados  
 por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	8337	8213	8131	8425
1964	8163	8415	8279	8561
1965	8510	8197	8170	8113
1966	7959	7917	7627	7582
1967	7530	7600	7609	7776
1968	7803	7744	7659	7840
1969	7867	7910	7810	7642
1970	7682	7825	7923	7773
1971	7124	7722	7452	7560
1972	7429	7184	7275	7232
1973	7193	7169	7104	6820
1974	6609	6646	6279	6308
1975	6171	6277	6029	5990

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.5.



a lo largo de todo el periodo de las mismas. La serie presenta acentuadas oscilaciones en torno a la tendencia que parecen ajustarse - con bastante exactitud al comportamiento ciclico de la economía española, en perfecta consonancia con la función de ajuste coyuntural en la cantidad de trabajo que desempeña la realización de las horas extraordinarias. Se ha prestado atención al hecho de que este carácter ciclico pudiese presentar problemas de multicolinealidad en aquellas ecuaciones en que esta variable se introduce conjuntamente con el nivel relativo de paro registrado no agrícola. Sin embargo, el análisis de las matrices de varianzas y covarianzas correspondientes a estas regresiones no refleja la existencia de multicolinealidad.

Se han obtenido resultados positivos con la estructura más simple de la ecuación, en la que la dispersión de los salarios-hora de todas las categorías profesionales seleccionadas se establece en función del nivel relativo del paro registrado no agrícola (en relación inversa) y en función de la tasa de variación del Índice del Coste de la Vida (en relación lineal), recogiendo la estructura de retrasos mediante la introducción de la variable dependiente con un desfase. Los resultados de la estimación según Mínimos Cuadros Ordinarios de esta estructura ecuacional han sido los siguientes:

ECUACION MIT 1

$$MIT_t = 4500.38 - 351.956 U_t^{-1} - 210.176 P_t + 0.579186 MIT_{t-1}$$

(4.24)      (-2.76)      (-4.66)      (5.48)  
(0.105782)

$$R^2 = 0.9638 \quad \bar{R}^2 = 0.9615 \quad F = 417.45 \quad DW = 2.26 \quad K = 2.15$$

SE = 130.07

Los valores entre paréntesis corresponden a los valores del test

de significación de los parámetros y en el caso de la variable dependiente desfasada el segundo valor entre parentesis corresponde a la desviación típica del parámetro estimado que se necesita para el test K de DURBIN para modelos autoregresivos. Como puede observarse los coeficientes de determinación tienen valores muy elevados y el error estandar de la regresión es inferior al 2% del valor medio de la variable dependiente. Todos los parámetros resultan significativos y con el signo esperado, según los cuales los abanicos salariales por categorías profesionales referidos a la estructura total se comportan, en su relación con el nivel relativo de paro, de forma anticiclica, abriéndose en las fases recesivas (alto nivel relativo de paro), y cerrándose en las fases de auge (bajo nivel relativo de paro), y guardan una relación inversa con la tasa de inflación de forma que el aumento progresivo de dicha tasa tiende a contraer las diferencias salariales por categorías profesionales. Ambos resultados son en principio coherentes con las principales hipótesis teóricas que se han formulado a este respecto, y que han sido expuestas en epígrafes anteriores de este capítulo.

Aunque el valor del test K de DURBIN permite aceptar la hipótesis de ausencia de autocorrelación serial de los residuos de la regresión es necesario, por las razones ya apuntadas, un análisis más minucioso del componente residual del modelo. En el GRAFICO III.6., se representan los residuos de esta estimación. El análisis de los mismos aparece en el CUADRO 3.6. El GRAFICO III.8. corresponde a la relación media-rango para los distintos subconjuntos de la serie residual, y en el GRAFICO III.7., se representa la función de autocorrelación de la misma. El valor de la media de los residuos no es significativamente distinta de cero. Los valores de los coeficientes de autocorrelación están siempre dentro del intervalo correspondien-



GRAFICO III.6.

270.

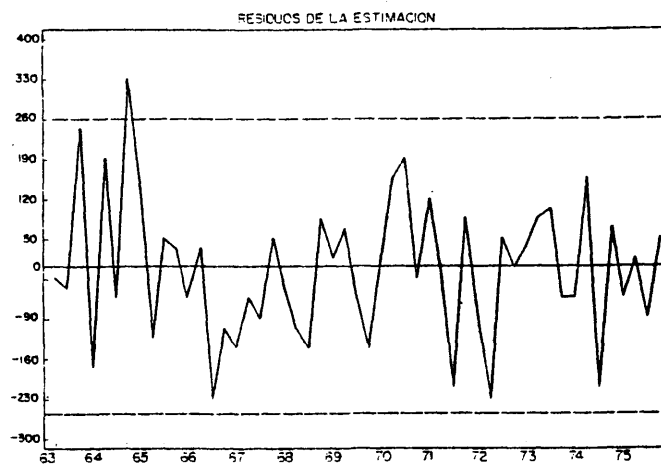


GRAFICO III.7.

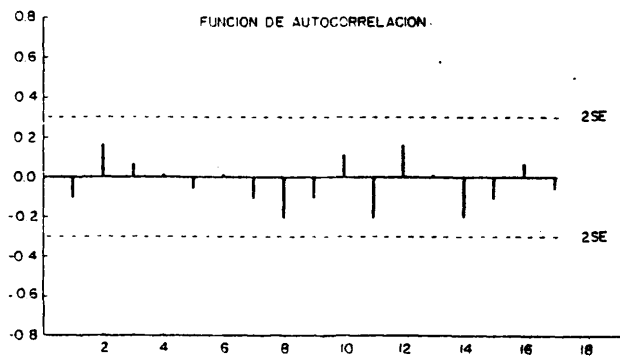
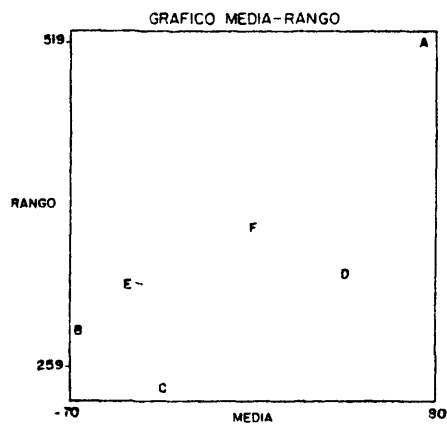


GRAFICO III.8.



CUADRO 3.6.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION MT1

MEDIA DE LA SERIE = -3.1412'                      t = 0.1834

DESVIACION TIPICA = 122.3392

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 17.1309

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.116	0.159	0.033	-0.010	
5	6	7	8	
-0.027	0.025	-0.103	-0.216	
9	10	11	12	
-0.095	0.092	-0.205	0.143	
13	14	15	16	17
-0.021	-0.218	-0.116	0.029	-0.034

VALOR DE  $\chi^2 = 12.3$ 

SE = 0.140

---

te a dos veces la desviación típica de los mismos. El correlograma tampoco presenta una estructura identificable, y el valor estadístico de  $\chi^2$  se sitúa dentro de la zona de aceptación de la hipótesis de ruido blanco. Se ha realizado el análisis tomando primeras y segundas diferencias ordinarias y estacionales sobre la serie de los residuos. En todos los casos los correlogramas han presentado formas más complejas con valores no nulos en los coeficientes de autocorrelación. Todos estos datos permiten aceptar que el comportamiento del componente residual se adapta a los supuestos del modelo. El gráfico media-rango refleja una mayor oscilación de los residuos en la prime

ra de las subseries, y una cierta relación creciente, pero no lineal, entre la media y el rango que podría indicar la existencia de cierta forma de heterocedasticidad. Su eliminación podría requerir una transformación BOX-COX con un valor de  $\lambda$  comprendido entre cero y uno. Sin embargo, como ya se ha dicho, los resultados que pudieran obtenerse con este tipo de transformaciones resulta de difícil interpretación. Por eso las únicas transformaciones que se han ensayado han sido las logarítmicas, y cuando no se han alcanzado resultados con ellas se ha seguido experimentando con otras estructuras ecuacionales.

Los valores de las elasticidades en el punto medio, según los parámetros estimados en esta ecuación, son los siguientes:

ELASTICIDAD RESPECTO A U		ELASTICIDAD RESPECTO A P		DESFASE MEDIO
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	
0.0334	0.0794	-0.1435	-0.3410	1.3763

Estos valores reflejan unas elasticidades que podrían considerarse como normales con respecto a los precios, pero muy bajos con respecto al nivel relativo de paro. Una variación del 10% en el nivel relativo de paro produciría una variación en la misma dirección de la dispersión salarial por categorías profesionales del 0.3% a corto plazo, y del 0.8% a largo plazo. Estos resultados podrían interpretarse como prueba de la existencia de una sensibilidad de la estructura salarial por categorías profesionales en la rama del Metal respecto a la situación de tensión relativa del mercado, medida por el exceso agregado de oferta en la forma establecida por las predicciones de la teoría económica, aunque el impacto cuantitativo es muy débil. La elasticidad con relación a la tasa de variación del índice del coste

de la vida debe ser interpretada con cuidado, pues aunque confirme la existencia de un cierto efecto de "igual incremento monetario" o de "subida lineal", la elasticidad puede estar sobrevalorada por el hecho de que la variable P esté absorbiendo parte de la explicación debida a otros factores tendenciales que no han podido ser incluidos en la ecuación tal y como se explicó en la especificación general del modelo.

Al establecer en forma logarítmica la relación funcional de la ecuación e incorporar el número de horas extras por trabajador empleado como variable independiente, se han obtenido los siguientes resultados:

ECUACION MTT 2

$$\text{LMTT}_t = 3.05775 + 0.0548386 \text{LU}_t - 0.166188 \text{LP}_t + 0.0411546 \text{LH}_t$$

(3.39)      (2.94)      (-3.61)      (1.38)

$$+ 0.652348 \text{LMTT}_{t-1}$$

(6.25)  
(0.104364)

$$R^2 = 0.9649 \quad \bar{R}^2 = 0.9618 \quad F = 315.91 \quad DW = 2.35 \quad K = 3.52$$

$$SE = 0.0180$$

---

El parámetro de la nueva variable introducida no llega a ser significativo y presenta signo positivo. En todas las estimaciones realizadas con la incorporación de H se han llegado a resultados de este tipo. Aunque los resultados no son económicamente satisfactorios, es necesario reflexionar sobre el signo con que aparece el parámetro de H, pues estos resultados negativos bien pudieran deberse

a la inadecuación del simple modelo dinámico empleado, que fuerza a una estructura de retrasos homogénea para todas las variables independientes, lo que carece de sentido para la variable  $H$ , pues la mayor o menor intensidad en el uso de las horas extraordinarias puede afectar a la dispersión salarial por categorías profesionales en el mismo periodo pero no en periodos siguientes. De esta forma posteriores mejoras en la especificación dinámica del modelo podrían permitir la obtención de estimaciones positivas que incluyesen la variable  $H$ . Ya se advirtió en la especificación del modelo que las características de la variable dependiente dejaban indeterminado el signo esperado para esta variable, ya que es posible que una intensificación del número de horas extras por empleado pueda conducir a una apertura del abanico salarial. Sin embargo en este caso, si estimaciones posteriores confirmasen el signo positivo del parámetro de  $H$ , tal fenómeno debería interpretarse teniendo en cuenta que en la rama del Metal el precio medio de la hora extra resulta en la mayoría de los años de este periodo inferior al salario-hora medio de la rama (30).

Los residuos de esta estimación aparecen representados en el GRAFICO III.9., y su análisis queda recogido en el CUADRO 3.7. En general puede aceptarse que los residuos no presenten autocorrelación serial. El correlograma aparece en el GRAFICO III.10., y el gráfico media-rango es el GRAFICO III.11. Como puede verse, al utilizarse una transformación logarítmica de todas las variables de la

---

(30) Véase el cuadro que aparece en la página 154 del libro "Salarios y Mercado de Trabajo en España". A.SERRANO y J.L.MALO DE MOLINA; Op.cit., donde aparecen los cálculos según la encuesta de salarios del precio medio de la hora extraordinaria en comparación con los salarios-hora medio por ramas de actividad.

CUADRO 3.7.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION MTT 2

MEDIA DE LA SERIE = -0.0000078       $t = 0.0032$

DESVIACION TIPICA = 0.01707

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 0.00239

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.186	0.124	-0.064	-0.055	
5	6	7	8	
-0.116	-0.113	-0.073	-0.137	
9	10	11	12	
-0.020	0.184	-0.049	0.227	
13	14	15	16	17
0.096	-0.035	-0.093	0.013	-0.017

VALOR DE  $\chi^2 = 11$        $SE = 0.140$

---

ecuación, aunque mejora el gráfico media-rango el problema de heterocedasticidad no desaparece por completo. Por ello debe de considerarse que los resultados de la anterior estimación correspondiente a la ecuación MTT 1 no han sido mejorados. Con esta estructura de la ecuación las elasticidades son constantes y según los parámetros estimados, tienen unos valores que no difieren significativamente de los obtenidos en la estimación anterior.

GRAFICO III.9.

276.

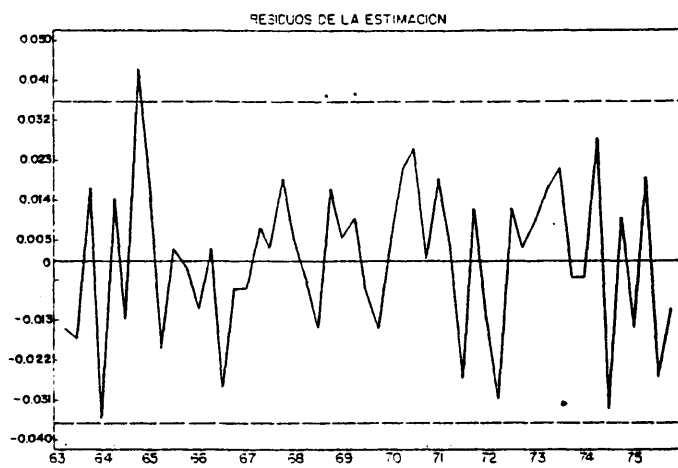


GRAFICO III.10.

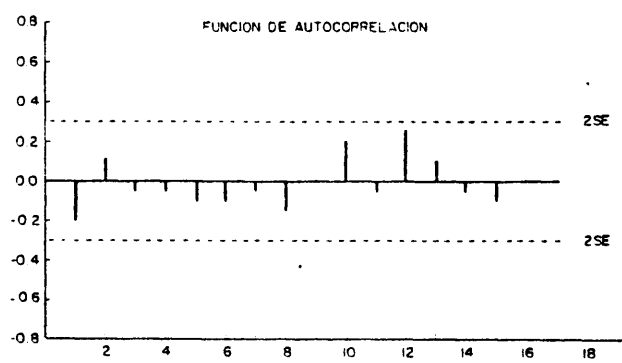
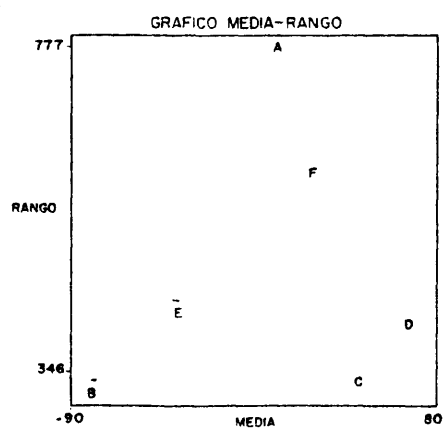


GRAFICO III.11.



ELASTICIDAD CON RESPECTO A U		ELASTICIDAD CON RESPECTO A P		DESFASE
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	MEDIO
0.0548	0.1212	0.1662	0.4780	1.8738

En todo caso puede observarse un aumento de las elasticidades a largo plazo como consecuencia del aumento del desfase medio que se deriva de la nueva estimación del parámetro de la variable dependiente desfasada.

La introducción de la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática no ha dado resultados plenamente satisfactorios, porque la variable  $H_t$ , cuya inclusión mejora los resultados, no llega a ser plenamente significativa. La mejor estimación con esta estructura ha sido la siguiente:

ECUACION MTT 3

$$\begin{aligned}
 MTT_t = & 5644.48 - 598.305 U_t^{-1} - 500.159 P_t + 19.3438 P_t^2 + 0.311312 H_t \\
 & (4.54) \quad (-3.11) \quad (-2.91) \quad (1.73) \quad (1.45) \\
 & + 0.528743 MTT_{t-1} \\
 & (4.77) \\
 & (0.1108)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.9661 & \bar{R}^2 &= 0.9624 & F &= 256.74 & DW &= 2.28 & K &= 2.65 \\
 SE &= 128.63
 \end{aligned}$$

El problema principal de estos resultados es que el parámetro de la variable  $H$  no es significativo. Los parámetros de  $P$  y de  $P^2$



indican que aunque el efecto neto de la tasa de variación --- de los precios es negativo durante todo el intervalo, de --- forma que esta variable actúa en la dirección de estrechar las diferencias salariales por categorías profesionales, dicho efecto se ve progresivamente atenuado conforme va aumentando la tasa de inflación. Este comportamiento resulta difícilmente justificable según la hipótesis de "subidas lineales" e indicaría, por el contrario, que los --- posibles mecanismos de ilusión monetaria que afectan a la distinta --- velocidad de reacción de los salarios de las distintas categorías --- profesionales, provocando un estrechamiento de la estructura salarial, se ven debilitadas para altas tasas de inflación.

El análisis de los residuos que se recogen en el CUADRO 3.8. y en los GRAFICOS III.12., III.13. y III.14., permitirían aceptar los --- resultados de la regresión. Sin embargo, la escasa significación del parámetro de  $H$ , debido probablemente a la inadecuación del modelo --- autorregresivo utilizado, no permiten dar por satisfactoria esta estimación.

Por último conviene poner de manifiesto que no se ha conseguido ningún resultado con la incorporación de otras variables, como la ta sa de variación del empleo o el salario mínimo interprofesional ga rantizado (como variable dummy o como variable normal con el valor --- monetario vigente en cada periodo). Como ilustración del carácter --- negativo de estos ensayos se han recogido las siguientes estimaciones:

GRAFICO III.12.

279.

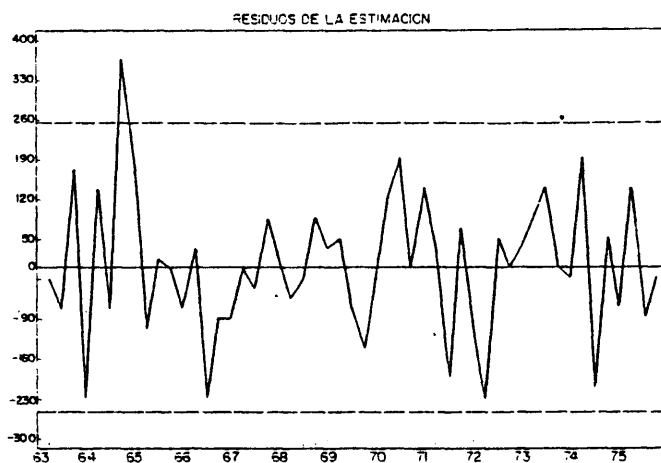


GRAFICO III.13.

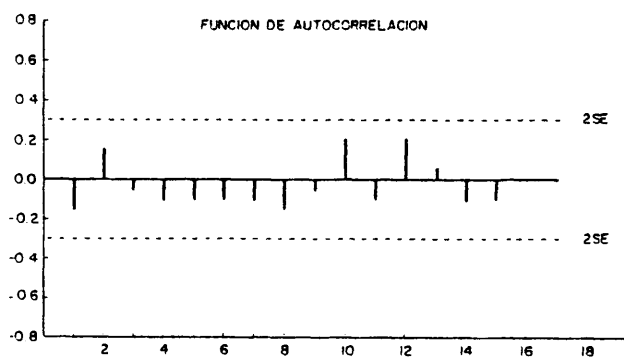
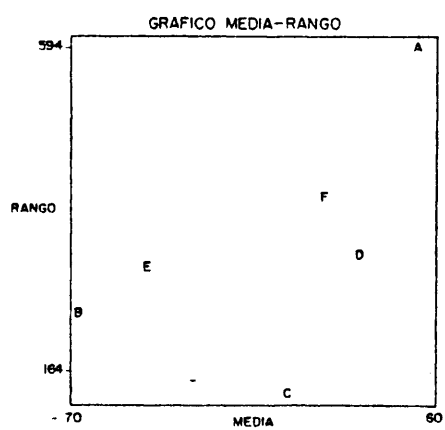


GRAFICO III.14.



CUADRO 3.8.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION MTT 3

MEDIA DE LA SERIE = 2.6039                       $t = 0.1562$

DESVIACION TIPICA = 119.0278

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 16.6672

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.140	0.141	-0.059	-0.089	
5	6	7	8	
-0.121	-0.104	-0.110	-0.168	
9	10	11	12	
-0.044	0.183	-0.079	0.177	
13	14	15	16	17
0.037	-0.082	-0.098	0.005	0.007

VALOR DE  $X^2 = 10.6$

SE = 0.140

ECUACION MTT 4

$$\begin{aligned}
 MTT_t = & 5608.56 - 596.606 U_t^{-1} - 0.786279 E_t - 498.633 P_t + 19.3211 P_t^2 \\
 & (4.29) \quad (-3.06) \quad (-0.10) \quad (-2.86) \quad (1.71) \\
 & + 0.311997 H_t + 0.532308 MTT_{t-1} \\
 & (1.43) \quad (4.52) \\
 & (0.1178)
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0.9661$      $R^2 = 0.9615$      $F = 209.24$      $DW = 2.28$      $K = 3.37$   
 $SE = 130.07$

ECUACION MTT 5

$$MTT_t = 3028.68 + 3.78582 TU_t - 144.083 P_t + 0.691655 MTT_{t-1}$$

(2.79)      (1.38)      (-3.19)      (6.11)  
(0.1131)

$$R^2 = 0.9596 \quad \bar{R}^2 = 0.9570 \quad F = 371.99 \quad DW = 2.19 \quad K = 1.38$$

SE = 137.49

---

ECUACION MTT 6

$$MTT_t = 5660.64 - 589.853 U_t^{-1} - 543.065 P_t + 19.2991 P_t^2 + 0.313348 H_t$$

(4.52)      (-3.03)      (-2.85)      (1.71)      (1.45)

$$+ 1.14752 W_t + 0.536124 MTT_{t-1}$$

(0.54)      (4.76)  
(0.1125)

$$R^2 = 0.9664 \quad \bar{R}^2 = 0.9620 \quad F = 210.62 \quad DW = 2.31 \quad K = 3.43$$

SE = 132.11

---

ECUACION MTT 7

$$MTT_t = 5717.12 - 600.502 U_t^{-1} - 500.856 P_t + 19.1347 P_t^2 + 0.317808 H_t$$

(4.56)      (-3.10)      (-2.90)      (1.70)      (1.47)

$$- 33.1621 WD_t + 0.520526 MTT_{t-1}$$

(-0.72)      (4.65)  
(0.1120)

$$R^2 = 0.9665 \quad \bar{R}^2 = 0.9620 \quad F = 211.73 \quad DW = 2.27 \quad K = 2.58$$

SE = 137.24

Siendo TU la tasa de variación del nivel relativo de paro, E la tasa de variación del nivel de empleo sectorial, W el nivel del salario mínimo y WD una variable dummy que recoge los periodos en los que se ha producido revisión en el nivel del salario mínimo. En ninguno de los casos los parámetros estimados para las nuevas variables, que han sido introducidos sobre estructuras ecuacionales que habían producido ciertos resultados, son significativos. La inclusión de las variables E, W y WD no afecta significativamente al valor estimado de los parámetros de las restantes variables, cuando se ha estimado la ecuación sin estas nuevas variables.

Por ello podría deducirse que ni el dinamismo de la demanda sectorial de trabajo, ni las sucesivas revisiones del salario mínimo parecen afectar, al nivel de profundización al que se ha llegado en este trabajo, sensiblemente a la estructura salarial total de la rama del Metal.

A la vista de los diversos ensayos realizados con los datos de la estructura salarial total del sector Metal, podría concluirse que dicha estructura es sensible a la situación de tensión relativa existente en el mercado de trabajo a nivel agregado, aunque la importancia cuantitativa de dicha sensibilidad parece reducida según las estimaciones de la elasticidad de los coeficientes de variación de los salarios por categorías profesionales respecto al nivel relativo de paro registrado no agrícola. La tasa de variación del índice del coste de la vida tiene una fuerte influencia sobre el comportamiento de la dispersión salarial por categorías profesionales (empleados más operarios) en la dirección esperada de producir una reducción en los abanicos salariales. Los ensayos con esta variable en forma cuadrática no han dado resultados plenamente satisfactorios en este caso,

aun cuando parecen mostrar que el efecto de estrechamiento de las -  
diferencias salariales se atenúa para altas tasas de inflación.

### 3.3.1.2. Modelización univariante de la dispersión de la estructura salarial total en la rama del Metal

Al igual que para la estructura salarial interindustrial, se ha  
realizado una aplicación del análisis univariante de series tempora-  
les para determinar el comportamiento ciclico de la estructura sala-  
rial total del sector Metal de forma complementaria al análisis de  
regresión efectuado en el epigrafe anterior. Para ello se ha utili-  
zado la serie de los coeficientes de variación calculados sobre las  
series originales de los salarios medios de las ocho categorías - -  
profesionales. Son los datos que aparecen en el CUADRO A.3.28., y -  
que corresponden al perfil A del GRAFICO III.3. Denominaremos esta  
variable como  $\overline{MTT}$  (31).

La variable  $\overline{MTT}$  presenta un comportamiento no estacionario en  
la media y unas variaciones estacionales nítidas debidas a la desi-  
gual incidencia de las partes variables de la retribución salarial  
con periodicidad distinta a la mensual en las diversas categorías -  
profesionales, de forma que a los trimestres de mayor salario-hora  
medio de la rama corresponde un coeficiente de variación de los sa-  
larios hora medios de las distintas categorías profesionales tam- -  
bién mayor.

---

(31) Este ejercicio de análisis univariante se ha realizado bajo la  
dirección de A. ESPASA en el marco del curso de predicción mo-  
netaria impartido por él en el Centro de Formación del Banco -  
de España.

La variable  $\overline{MTT}$  presenta un comportamiento estable en su varian\_za de forma que no es necesario realizar la transformación logaritmica. Del CUADRO 3.9., en el que se han recogido algunos estadísticos referentes a las sucesivas diferenciaciones de la variable  $\overline{MTT}$ , se puede aceptar el carácter estacionario de la transformación  $\Delta \Delta_4 \overline{MTT}$ . La transformación  $\Delta \overline{MTT}$  presenta no estacionariedad de carácter estacional, como puede observarse en el alto valor de su desviación típica, y en el alto valor del estadístico BOX-PIERCE. En todo caso el correlograma correspondiente (no reproducido) no deja lugar a dudas a este respecto.

La serie que se acepta como estacionaria ( $\Delta \Delta_4 \overline{MTT}$ ) es la que aparece en el GRAFICO III.15. A partir de sus correlogramas simple y parcial (GRAFICOS III.16. y III.17.) se realizará la especificación inicial del modelo univariante de la dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Metal. El valor del coeficiente al primer retardo puede sugerir la existencia de un proceso media móvil de primer orden en la parte regular. Sin embargo la inexistencia de una estructura apreciable en los valores de los coeficientes de autocorrelación parcial correspondientes a los tres primeros retardos — permitiría suponer, como alternativa, la existencia de un proceso autorregresivo de primer orden en el componente regular del modelo. En la identificación de la parte estacional se pueden considerar dos alternativas. En primer lugar si se tiene en cuenta la existencia de una cierta estructura decreciente en los coeficientes de autocorrelación simple correspondientes a los retardos estacionales 4, 8 y 12 y si se consideran únicamente como significativos los coeficientes de autocorrelación parcial de los desfases 4 y 8, se identifica un proceso autorregresivo de segundo orden en el componente estacional. Pero si en segundo lugar se considera únicamente el valor del coefi

GRAFICO III.15.

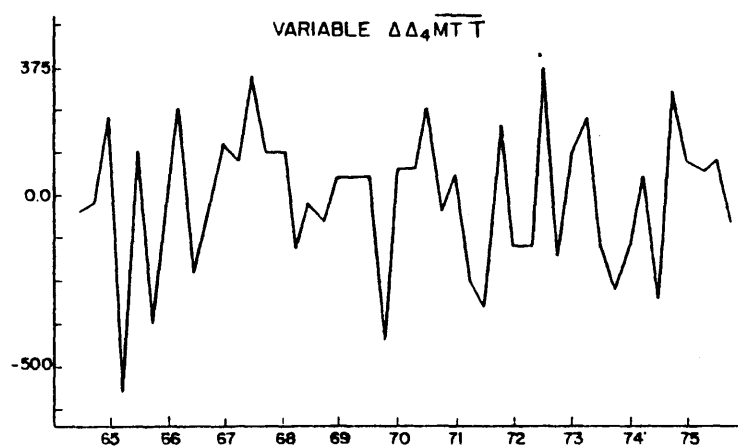


GRAFICO III.16.

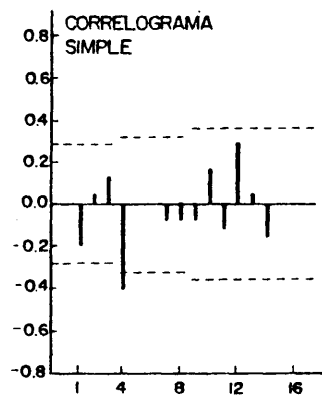
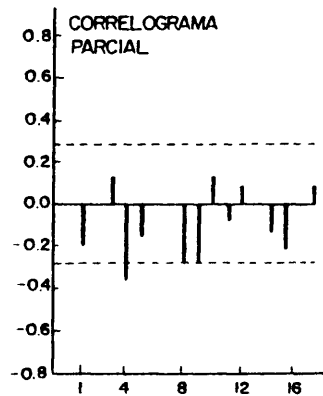


GRAFICO III.17.





CUADRO 3.9.

VARIABLE MTT

<u>Diferencias</u>	<u>Media</u>	<u>Desviación típica</u>	<u>q(17)</u>
(0,0)	7530 (74.5)	729	137
(1,0)	-44.1 (-0.6362)	495	190
(1,1)	-3.43 (-0.1094)	215	21

VARIABLE Log MTT

(0,0)	8.92 (639.9)	0.101	137
(1,0)	-0.00649 (-0.6928)	0.0669	181
(1,1)	-0.000736 (-0.2223)	0.0227	20.1

---

ciente de autocorrelación simple del primer retardo y se acepta la existencia de una cierta estructura en los coeficientes de autocorrelación parcial correspondientes a los desfases estacionales, evaluada por los valores de  $\hat{\phi}_{44}$  y  $\hat{\phi}_{88}$ , entonces procedería la identificación de un proceso media móvil de primer orden en la parte estacional.

Según ello resulta conveniente estimar, para su posterior consideración en la fase de validación, los siguientes modelos:

MODELO 1

$$(1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \overline{MTT} = (1 - \theta_1 L) a_t$$

MODELO 2

$$\Delta \Delta_4 \overline{MTT} = (1 - \theta_1 L) (1 - \theta_4 L^4) a_t$$

MODELO 3

$$(1 - \phi_1 L) (1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \overline{MTT} = a_t$$

Como alternativas más generales se pueden considerar los modelos que incorporan un proceso ARMA (2,1) en la parte estacional y el proceso autorregresivo de primer orden o la media móvil de primer orden en el componente regular:

MODELO 4

$$(1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \overline{MTT} = (1 - \theta_1 L) (1 - \theta_4 L^4) a_t$$

MODELO 5

$$(1 - \phi_1 L) (1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \overline{MTT} = (1 - \theta_4 L^4) a_t$$

Los resultados de la estimación del modelo 1 han sido los siguientes:

MODELO 1

$$(1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 MTT = (1 - \theta_1 L) a_t$$

$$\theta_1 = 0.24 \quad (1.79) \quad SCR = 1115 \times 10^3$$

$$\phi_4 = -0.50 \quad (-3.85) \quad \sigma^2 = 30.97 \times 10^3$$

$$\phi_8 = -0.25 \quad (-2.38)$$

$$MEDIA DE LOS RESIDUOS = -14.8 \quad t = -0.6098$$

$$DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 24.27$$

$$Q(5) = 2.70$$

$$Q(9) = 6.60$$

$$Q(13) = 11.7$$

$$Q(17) = 15.6$$

El polinomio autorregresivo de este modelo genera pseudociclos de tres años de duración. La existencia de un comportamiento cíclico en la estructura salarial por categorías profesionales resulta una conclusión significativa, por las mismas razones aducidas en el caso de la estructura salarial interindustrial. Este comportamiento cíclico apunta hacia un comportamiento coherente con los resultados de la teoría económica y con la evidencia empírica existente en otros mercados de trabajo. Este resultado es coincidente con la relación encontrada en las estimaciones econométricas entre esta medida

de dispersión salarial y el nivel relativo de paro utilizado como -  
 indicador cíclico de la tensión relativa del mercado de trabajo.

Sin embargo el parámetro estimado por la media móvil es escasa-  
 mente significativo y los residuos de esta estimación presentan al-  
 gunos problemas. La serie residual es la que aparece representada -  
 en el GRAFICO III.18. Los residuos atípicos (superiores a dos veces  
 la desviación típica) son los siguientes:

<u>Observación</u>	<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
12	IV 1965	-394.109
28	IV 1969	-409.305

Sin embargo el mayor problema reside en que la media local de  
 los residuos deambula describiendo ciertas oscilaciones cíclicas -  
 con una duración media de tres años. En esos ciclos los niveles má-  
 ximos se alcanzan en las siguientes fechas: segundo trimestre de -  
 1964, tercer trimestre de 1967, tercer trimestre de 1970, tercer -  
 trimestre de 1972 y segundo trimestre de 1975. Ello debe interpre-  
 tarse en el sentido de que el polinomio autorregresivo no recoge -  
 adecuadamente el comportamiento cíclico de la variable y por lo tan-  
 to estos resultados deben considerarse con las debidas cautelas.

Los correlogramas simple y parcial representados en los GRAFI-  
 COS III.19. y III.20. permitirían aceptar la hipótesis de ruido --  
 blanco, aunque los valores correspondientes al retardo doce refle-  
 jan el comportamiento cíclico de los residuos. Todo ello aconseja--  
 ría la introducción de un polinomio autorregresivo de tercer grado  
 en la parte estacional del modelo. En la estimación de un modelo de  
 estas características, el parámetro  $\phi_4$  no da resultado significati-

GRAFICO III.18.

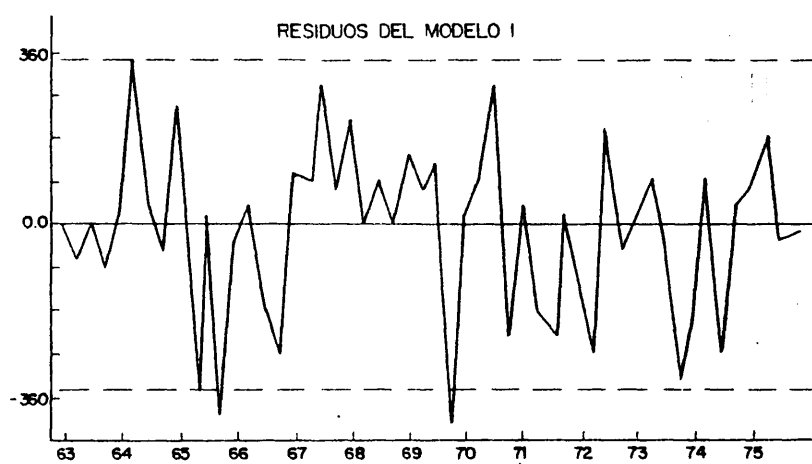


GRAFICO III.19.

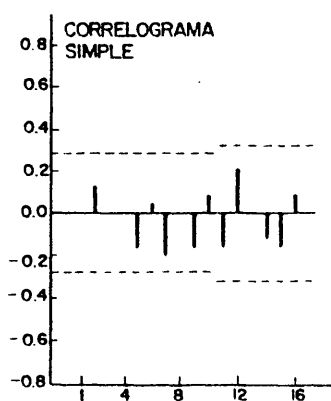
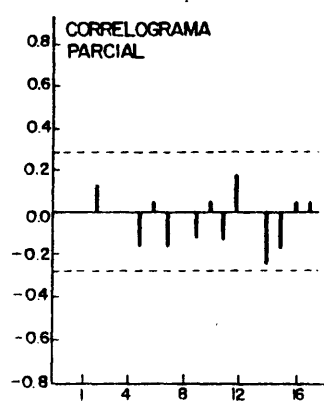


GRAFICO III.20.



vo. Sin embargo, dado el número reducido de observaciones (52), la introducción de retardos de orden doce supone tal pérdida de grados de libertad que no se puede conferir confianza alguna a dicha estimación.

La estimación del modelo 2 ha producido resultados negativos. Aunque la media móvil estacional aproxima bastante bien el polinomio autorregresivo del modelo 1 con un  $\Theta_4 = 0.50$ , el parámetro  $\Theta_1$  no resulta significativo en este caso. Además la suma de los cuadrados de los residuos es, en este caso, significativamente más elevada que en el modelo 1.

En cambio el modelo 3, aunque presenta problemas similares a los del modelo 1, los resultados de su estimación pueden considerarse superiores.

### MODELO 3

$$(1 - \phi_1 L) (1 - \phi_4 L^4 - \phi_8 L^8) \Delta \Delta_4 \overline{MTT} = a_t$$

$$\phi_1 = -0.30 \quad (-2.21) \quad SCR = 1078 \times 10^3$$

$$\phi_4 = -0.48 \quad (-3.92) \quad \sigma^2 = 30.8 \times 10^3$$

$$\phi_8 = -0.37 \quad (-3.06)$$

$$MEDIA DE LOS RESIDUOS = -7.04 \quad (-0.2952)$$

$$DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 23.85$$

$$Q(5) = 1.30$$

$$Q(9) = 4.00$$

$$Q(13) = 6.80$$

$$Q(17) = 10.3$$

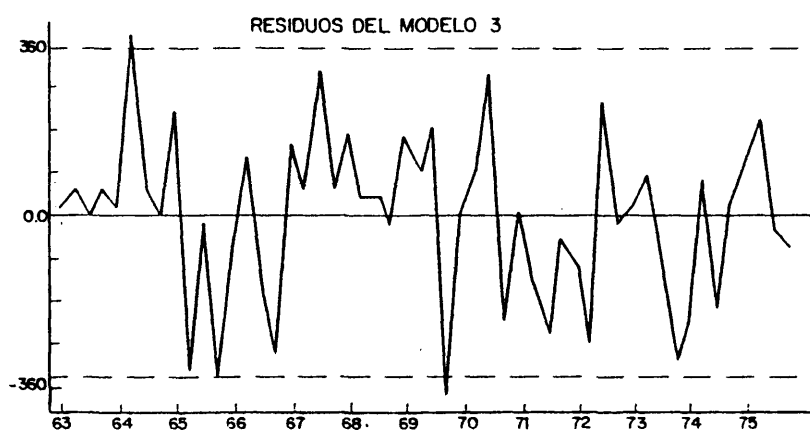
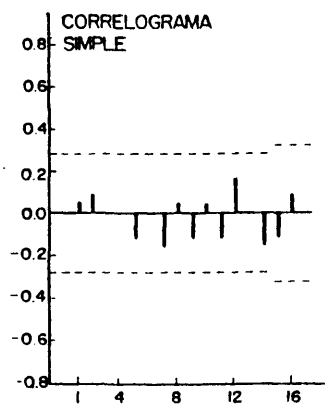
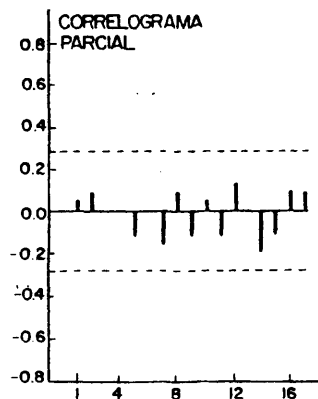
Como puede observarse, al sustituirse la media móvil regular por un autorregresivo de primer orden, el parámetro estimado es significativo. El polinomio autorregresivo estacional da lugar a pseudociclos de 3.18 años, que se aproximan más al ciclo medio de la economía española durante este periodo.

Sin embargo, la serie residual representada en el GRAFICO III. 21. presenta problemas muy similares, algo atenuados, a los del modelo 1. Los valores atípicos en este caso son:

<u>Observación</u>	<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
6	II 1964	380.51
28	IV 1969	-375.50

Las oscilaciones cíclicas que se observan son coincidentes con las de la serie residual del primer modelo, aunque algo menos pronunciadas. En cambio los correlogramas simple y parcial (GRAFICOS III.22. y III.23.) presentan en general valores más bajos en los coeficientes de autocorrelación. Por ello los valores del estadístico de BOX-PIERCE alcanzan resultados considerablemente mejores con este modelo. En consecuencia, la validación entre los modelos 1 y 3 con las limitaciones constatadas y mientras no se realicen pruebas de validación más rigurosas, es favorable a este último modelo.

Los modelos más generales (modelos 4 y 5) que incorporaban un proceso ARMA (2,1) en la parte estacional no han dado resultados positivos en su estimación. En el modelo 4 el parámetro  $\theta_1$  no resulta significativo, y en el modelo 5 lo han dado los parámetros  $\phi_4$  y  $\theta_4$ .

GRAFICO III.21.GRAFICO III.22.GRAFICO III.23.



Al nivel al que se ha realizado la validación de los modelos - alternativos, el modelo 3 resulta preferible. Este modelo se puede desarrollar de la siguiente forma:

$$(1 + 0.3 L) (1 + 0.48 L^4 + 0.37 L^8) (1 - L) (1 - L^4) \overline{MTT} = a_t$$

si denominamos  $(1 - L) \overline{MTT} = DM$  (siendo DM la variación intertrimestral de la dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Metal), desarrollando el producto de polinomios se llega a la siguiente expresión:

$$(1 + 0.3 L - 0.52 L^4 - 0.36 L^5 - 0.11 L^8 - 0.13 L^9 - 0.37 L^{12} - 0.19 L^{13}) DM = a_t$$

y por lo tanto:

$$DM_t = -0.3 DM_{t-1} + 0.52 DM_{t-4} + 0.36 DM_{t-5} + 0.11 DM_{t-8} + 0.13 DM_{t-9} + 0.37 DM_{t-12} + 0.19 DM_{t-13} + a_t$$

Esta expresión implica que la variación intertrimestral de la dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Metal depende negativamente de la variación experimentada en el periodo anterior y positivamente de lo ocurrido uno, dos y tres años antes. El valor relativamente más elevado del parámetro correspondiente a t-12 recoge la existencia del comportamiento cíclico y el signo negativo correspondiente a t-1 implica, al igual de lo que ocurría en la dispersión salarial intersectorial, la existencia de una inercia al mantenimiento del estado de la dispersión salarial de forma que las variaciones experimentadas en un periodo provocan una

reacción de signo contrario en el periodo siguiente.

#### 3.3.1.3. Para la estructura salarial de los operarios

La serie de los coeficientes de variación de los salarios medios desestacionalizados de las cinco categorías profesionales de operarios de este sector aparecen en el CUADRO 3.10., y representados en el GRAFICO III.24. Como puede observarse el perfil de esta serie es marcadamente diferente, tanto en su tendencia como en sus oscilaciones, del perfil de la serie de dispersión salarial para la estructura total de esta misma rama de actividad. En este caso aparece una cierta tendencia hacia la progresiva apertura de los abanicos salariales que se mantiene hasta el cuarto trimestre de 1973, para a partir de entonces iniciar una tendencia inversa bastante acentuada, correspondiendo a las últimas observaciones del periodo el nivel mínimo de dispersión salarial.

Los resultados de los diversos ensayos con el modelo econométrico han sido negativos en este caso. La mayoría de las diversas variantes ensayadas han presentado problemas de autocorrelación serial en el componente residual del modelo, lo que indica una inadecuación en la especificación del mismo, para la explicación de esta nueva variable dependiente. Solo aquellas ecuaciones que incorporan la tasa de variación del nivel relativo de paro parecen lograr una mayor aproximación. Así por ejemplo, se ha obtenido la siguiente estimación:

CUADRO 3.10.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS  
DE LA RAMA DEL METAL (VARIABLE MTOP)

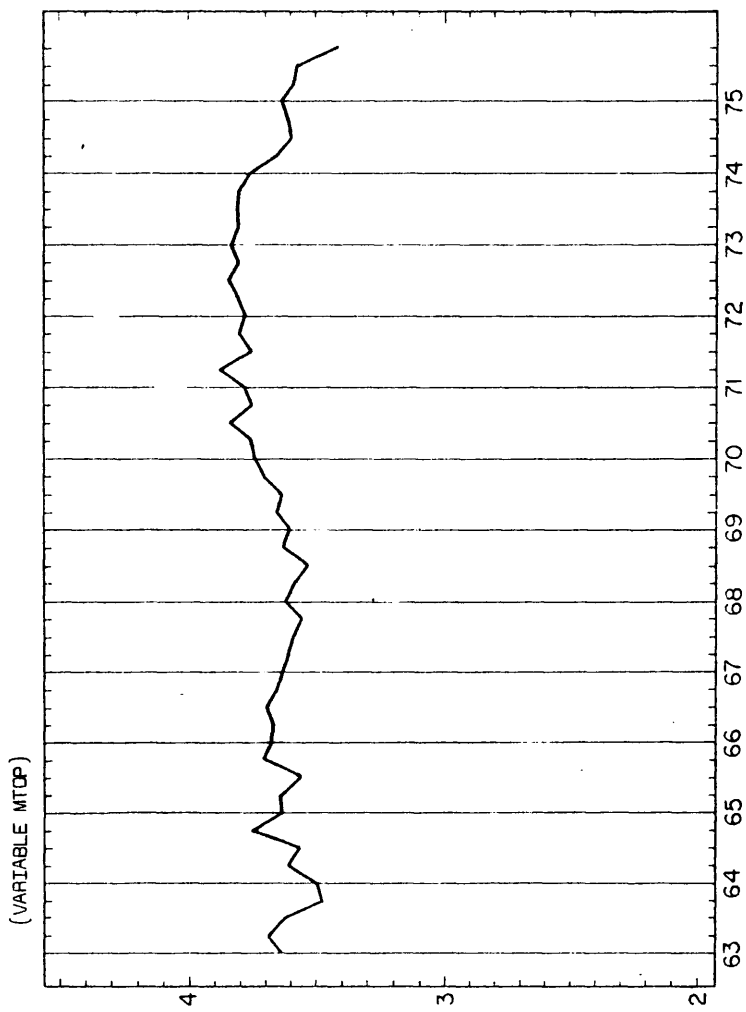
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
 profesionales desestacionalizadas) (multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3643	3688	3622	3476
1964	3494	3605	3562	3752
1965	3639	3642	3568	3709
1966	3678	3672	3691	3654
1967	3629	3609	3596	3560
1968	3622	3583	3523	3632
1969	3602	3657	3639	3719
1970	3748	3750	3850	3752
1971	3797	3886	3754	3807
1972	3778	3818	3853	3813
1973	3844	3810	3814	3809
1974	3769	3653	3596	3610
1975	3636	3582	3574	3417

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.24.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS DE LA RAMA DEL METAL



$$\begin{aligned}
 MTOP = & 1274.55 - 2.07872 TU_t + 161.136 P_t - 13.6847 P_t^2 \\
 & (3.38) \quad (-1.52) \quad (2.92) \quad (2.99) \\
 & + 0.535870 MTOP_{t-1} \\
 & (4.33) \\
 & (0.1237) \\
 R^2 = & 0.692041 \quad \bar{R}^2 = 0.665262 \quad F = 25.84 \quad DW = 2.23 \quad K = 3.14 \\
 SE = & 62.77
 \end{aligned}$$

---

Este resultado que no puede ser considerado como positivo, pues el parámetro estimado para la variable TU no llega a ser significativo, puede indicar que la posible relación entre el nivel de dispersión salarial de las categorías de operarios y el nivel relativo de paro se establece según una estructura más complicada de la que hemos supuesto en el modelo. Por otro lado los signos estimados para P y para  $P^2$ , positivo el primero y negativo el segundo, concuerdan con la hipótesis de "subidas lineales", al contrario de lo que ocurría con la estructura salarial total de este sector, de forma que las mayores tasas de inflación provocan reacciones correctivas de las diferencias salariales. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que según esta estimación la elasticidad de la dispersión salarial con respecto a la tasa de variación del índice del coste de la vida resulta positiva durante todo el periodo. Ello no debe ser interpretado como una velocidad de reacción superior de los salarios de nivel más elevado dentro de esta estructura ante los cambios en el nivel de precios, que suponga una refutación de las hipótesis planteadas, pues como ya se advirtió la variable P puede absorber parte del poder explicativo de otras variables que influyen en el comportamiento tendencial de la dispersión salarial por categorías profesionales y

que no han podido ser incluidas en la ecuación por la ausencia de información estadística. La tendencia a la apertura de los abanicos salariales puede ser debida, especialmente cuando la dispersión salarial se mide únicamente para las categorías de operarios, a los cambios en la composición cualitativa de la mano de obra de cada categoría profesional inducidos por el proceso de cualificación, de forma que la mayor dispersión salarial refleja sobre todo el aumento en el nivel relativo de cualificación dentro de las categorías de trabajadores cualificados. Tal interpretación no resulta contradictoria con la evolución de la estructura ocupacional del sector Metal, donde — categorías como los oficiales y los peones especialistas han experimentado una considerable expansión y presumiblemente un considerable aumento en su nivel medio de cualificación. De esta forma la no inclusión de alguna variable que recoja los cambios producidos en la estructura cualitativa de la mano de obra puede llegar, como se — señaló en la especificación del modelo, a distorsionar por completo el significado de los parámetros estimados para la variable P.

Desde un punto de vista econométrico la única conclusión posible es que la especificación del modelo fracasa en su aplicación — a los datos de la estructura salarial de los operarios en este — sector.

### 3.3.2. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de la Alimentación

### 3.3.2.1. Para la estructura salarial total

Los valores de los coeficientes de variación de los salarios medios desestacionalizados de las categorías profesionales correspondientes a la estructura salarial total aparecen en el CUADRO 3.11. y en el GRAFICO III.25. Esta serie presenta un cierto comportamiento errático. En el primer trimestre de 1968 se aprecia un sensible cambio en el nivel de dispersión salarial y a partir de 1969 se manifiesta una tendencia claramente decreciente. En el tercer trimestre de 1964 aparece una brusca y momentánea reducción en el nivel de dispersión salarial.

El nivel de empleo de esta rama de actividad oscila en torno a los 200.000 empleados, y es comparativamente elevado en relación al nivel de empleo de las demás ramas de actividad. La evolución del nivel de empleo presenta fuertes oscilaciones y aunque la aplicación del método X-11 para los datos de todo el periodo de 1963 a 1975 rechaza la hipótesis de existencia de comportamiento estacional, la representación gráfica de la serie permite observar con toda claridad la existencia de oscilaciones de frecuencia anual, con la regularidad propia de un componente estacional, a partir de 1969. Dicho comportamiento estacional está fuertemente vinculado a la intensidad del empleo eventual en esta rama de actividad. Este hecho afecta sensiblemente a las tasas de variación intertrimestral que tienen que ser forzosamente calculadas sobre la serie original y que manifiestan fuertemente el comportamiento estacional a partir de esa fecha. Los valores de estas tasas (variable E) aparecen en el CUADRO A.3.14 del apéndice de este capítulo.

La serie de las horas extraordinarias mensuales por trabajador empleado se recoge en el CUADRO A.3.30. del apéndice. La intensidad

CUADRO 3.11.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA  
DE LA ALIMENTACION (VARIABLE ALT)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

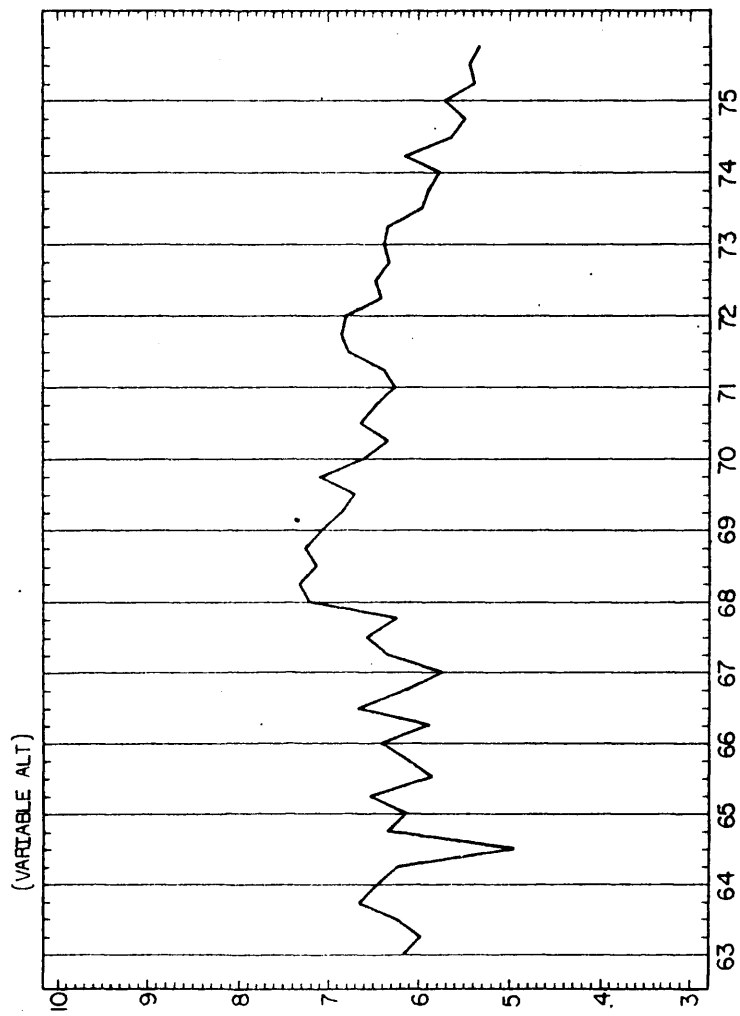
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	6152	5976	6242	6664
1964	6467	6220	4975	6369
1965	6131	6538	5850	6106
1966	6405	5892	6692	6098
1967	5728	6353	6576	6233
1968	7218	7317	7134	7248
1969	7063	6845	6701	7097
1970	6604	6331	6634	6457
1971	6261	6382	6768	6828
1972	6800	6398	6453	6304
1973	6377	6318	5933	5884
1974	5767	6135	5623	5485
1975	5704	5375	5412	5307

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



GRAFICO III.25.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA DE LA ALIMENTACION



en la utilización de las horas extraordinarias es de un nivel medio en comparación con otras ramas de actividad. Las oscilaciones en esta serie son bastante inferiores a las experimentadas por la serie - del empleo. A diferencia de lo que ocurría en la rama del Metal, no es perceptible un comportamiento cíclico en consonancia con la evolución de la economía española, aunque sí presenta una ligera tendencia al aumento de nivel.

En este caso se han alcanzado resultados positivos con diversas variantes del modelo general utilizado. Expondremos algunas de estas estimaciones prestando especial atención a los problemas que presentan cada una de ellas.

La ecuación más sencilla de todas, que fue la que mejores resultados produjo en la estructura salarial total de la rama del Metal, en este caso ha dado el siguiente resultado:

ECUACION ALT 1

$$ALT_t = 5974.68 - 1239.01 U_t^{-1} - 197.89 P_t + 0.363616 ALT_{t-1}$$

(4.67)      (-2.94)      (-3.61)      (2.73)  
(0.1331)

$R^2 = 0.5468$      $\bar{R}^2 = 0.5179$      $F = 18.91$      $DW = 2.14$      $K = 2.52$   
 $SE = 367.91$

---

En esta estimación los valores de  $R^2$  y de  $F$  reflejan un menor grado de asociación entre las variables de la ecuación, que el alcanzado en la estructura salarial total del sector del Metal. Ello pue-

de ser debido al mayor componente errático en la serie de la dispersión salarial de la estructura total de esta rama de actividad. Sin embargo son valores suficientemente significativos. El error estándar de la regresión significa en este caso casi el 6% del valor medio de la variable dependiente.

En esta estructura ecuacional todos los parámetros resultan significativos y presentan los signos esperados (negativo para el nivel relativo de paro invertido y para la tasa de variación del índice - del coste de la vida) de forma que la dispersión salarial correspondiente a la estructura total del sector se comporta de acuerdo con - las hipótesis formuladas en epígrafes anteriores: los abanicos tienden a ampliarse en fases de alto nivel relativo de paro, y por el - contrario tienden a reducirse frente a la aceleración de la inflación. El parámetro estimado para la variable dependiente desfasada - es muy bajo, lo que indica una alta velocidad de ajuste y un desfase medio muy corto que podría implicar cierta inadecuación de la especificación dinámica del modelo.

Los valores calculados para las elasticidades en el punto medio según esta estimación son los siguientes:

#### ELASTICIDADES

RESPECTO A U		RESPECTO A P		DESFASE
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	MEDIO
0.1407	0.2211	-0.1615	-0.2538	0.5714

En este caso la sensibilidad de la estructura salarial respecto a las variaciones en el nivel relativo de paro es considerablemente mayor a la encontrada en la rama del Metal. Las elasticidades con relación a la tasa de variación del índice del coste de la vida tienen valores normales.

Sin embargo el análisis de los residuos de esta regresión no permiten considerar estos resultados como satisfactorios. En el GRAFICO III.26. se ha representado la serie de residuos de esta regresión. El alto valor absoluto de la perturbación residual del tercer trimestre de 1964 se corresponde con la fuerte reducción momentánea de la dispersión salarial que se produce durante dicho periodo. Si se tiene en cuenta que el salario mínimo fue instaurado precisamente en el trimestre anterior, y que los salarios medios de esta rama son comparativamente bajos, dicha perturbación podría atribuirse a ese fenómeno institucional, aunque para cerciorarse de ello sería necesario realizar un análisis de intervención. El análisis de los residuos aparece en el CUADRO 3.12., el correlograma y el gráfico media-rango se han representado en los GRAFICOS III.27.y III.28. La media no es significativamente distinta de cero pero los valores de los coeficientes de autocorrelación, sin rebasar el límite para ser significativamente distintos de cero, alcanzan valores altos en los retardos 1, 8 y 12. Ello podría indicar la existencia de algún tipo de autocorrelación serial y la presencia en los residuos de un cierto comportamiento estacional. El gráfico media-rango está fuertemente condicionado por el alto valor del residuo correspondiente al 3º trimestre de 1964 sin que por lo tanto quepa atribuir su forma a la presencia de heterocedasticidad.

Si sobre la estructura ecuacional anterior se incorporan como -

GRAFICO III.26.

306.

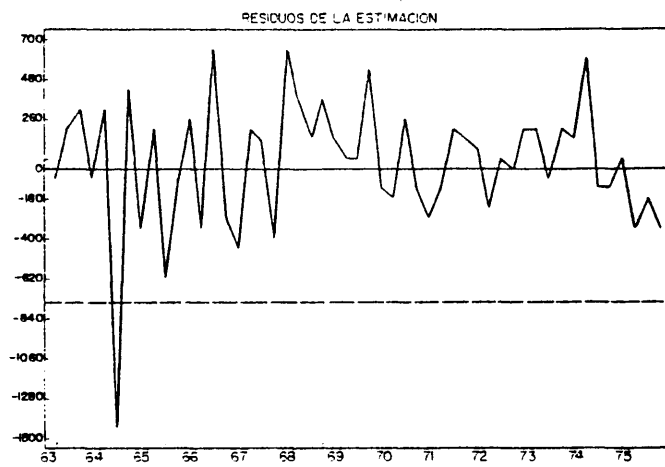


GRAFICO III.27.

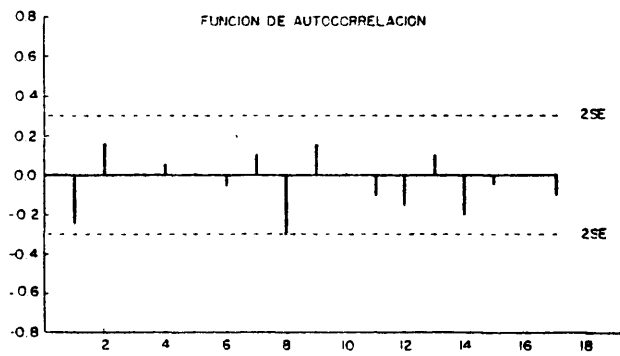
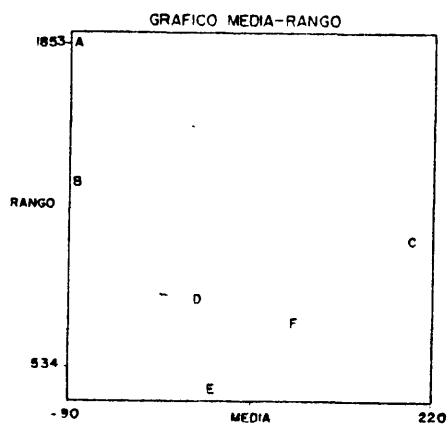


GRAFICO III.28.



CUADRO 3.12.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION ALT 1

MEDIA DE LA SERIE = 13.3039       $t = 0.2692$

DESVIACION TIPICA = 352.9036

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 49.4164

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.241	0.139	0.018	0.030	
5	6	7	8	
-0.007	-0.053	0.086	-0.282	
9	10	11	12	
0.142	0.023	-0.119	-0.133	
13	14	15	16	17
0.125	-0.175	-0.048	-0.004	-0.108

VALOR DE  $\chi^2 = 14.3$

SE = 0.140

---

variables explicativas la tasa de variación del empleo y el número -  
de horas extraordinarias por trabajador, manteniendo la relación li-  
neal con la tasa de variación del índice del coste de la vida, se ob-  
tienen los siguientes resultados:

ECUACION ALT 2

$$ALT_t = 6026.10 - 1250.24 U_t^{-1} - 4.58127 E_t - 201.527 P_t + 0.360282 ALT_{t-1}$$

(4.76)    (-3.00)    (-1.41)    (-3.71)    (2.74)

(0.1317)

$R^2 = 0.5656$      $\bar{R}^2 = 0.5278$      $F = 14.97$      $DW = 2.09$      $K = 0.99$

SE = 364.11

ECUACION ALT 3

$$ALT_t = 3720.59 - 6.37108 E_t - 52.9785 P_t - 1.24030 H_t + 0.586682 ALT_{t-1}$$

(4.18)      (-1.79)      (-1.33)      (-1.99)      (5.11)  
(0.1148)

$$R^2 = 0.5218 \quad \bar{R}^2 = 0.4802 \quad F = 12.55 \quad DW = 2.31 \quad K = 3.84$$

$$SE = 382.03$$

ECUACION ALT 4

$$ALT_t = 6252.54 - 1130.02 U_t^{-1} - 6.07517 E_t - 169.704 P_t - 0.949017 H_t$$

(4.99)      (-2.71)      (-1.82)      (-2.97)      (-1.59)

$$+ 0.386438 ALT_{t-1}$$

(2.96)  
(0.1306)

$$R^2 = 0.5888 \quad \bar{R}^2 = 0.5431 \quad F = 12.89 \quad DW = 2.17 \quad K = 2.69$$

$$SE = 358.16$$

De estas tres estimaciones únicamente la tercera (ecuación ALT 4) presenta resultados aceptables, aun cuando el parámetro de la variable H es escasamente significativo.

El signo del parámetro estimado para la tasa de variación del empleo total sectorial es negativo indicando que el mayor dinamismo de la demanda sectorial de trabajo repercute en una reducción de los abanicos salariales. Tal comportamiento respondería a la hipótesis -

de OI, según la cual las oscilaciones de la demanda de trabajo son - más acentuadas en las categorías profesionales de nivel salarial más bajo, produciéndose en los momentos de mayor expansión de la demanda una tensión alcista en los salarios de estas categorías, y consiguiendo un estrechamiento en los diferenciales salariales. Sin embargo, el valor estimado para el parámetro de la variable E es tan bajo que las elasticidades resultan prácticamente nulas. Por lo que aunque la inclusión de esta variable mejore el resultado econométrico de la estimación no puede concedérsele importancia a la posible influencia del dinamismo de la demanda sectorial de trabajo sobre el comportamiento de la estructura salarial por ocupaciones en esta rama de actividad.

El signo negativo que presenta el parámetro de la variable H - establece que, en este caso, la influencia de las horas extraordinarias sobre la dispersión salarial de la estructura total se realiza en el sentido de provocar un estrechamiento de las diferencias salariales, lo que indicaría que la mayor intensificación de las horas - extraordinarias produce una elevación relativamente mayor en los salarios medios más bajos. Las elasticidades calculadas en el punto medio según los parámetros estimados en la ecuación ALT 4 son los siguientes:

#### ELASTICIDADES

RESPECTO A U		RESPECTO A P		RESPECTO A H		DESFASE
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	MEDIO
0.1283	0.2091	-0.1385	-0.2257	-0.1026	-0.1672	0.6298



La nueva estructura de la ecuación no afecta significativamente a los valores de las elasticidades con respecto al nivel relativo - de paro y con respecto a la tasa de variación del índice del coste - de la vida. Los valores de las elasticidades con respecto a la intensidad de las horas extraordinarias refleja una influencia cuantitativamente significativa.

El análisis de los residuos de esta regresión resulta satisfactorio. En el GRAFICO III.29. se representa la serie de los residuos. En el CUADRO 3.13. se recoge el resultado del análisis de los residuos y en los GRAFICOS III.30. y III.31. se han representado la función de autocorrelación y el gráfico media rango correspondientes.

En el correlograma puede observarse que la posible autocorrelación serial de los residuos que aparecía en la estimación ALT 1 no se presenta en esta nueva estimación, en todo caso puede que subsista un cierto componente estacional en los residuos. Como la regresión se ha realizado con datos desestacionalizados, el comportamiento estacional de los residuos viene condicionado por el tratamiento que han sufrido las series de las distintas variables que intervienen en la ecuación al ser desestacionalizadas por el método X-11 y por lo tanto resulta prácticamente imposible interpretar su significado. Esta es sin duda una manifestación de los inconvenientes de realizar el análisis de regresión con series desestacionalizadas, y no con series originales.

La introducción de la tasa de variación de los precios en forma cuadrática no mejora los resultados. Los mejores ajustes que se han logrado en este caso son los siguientes:

GRAFICO III.29.

311.

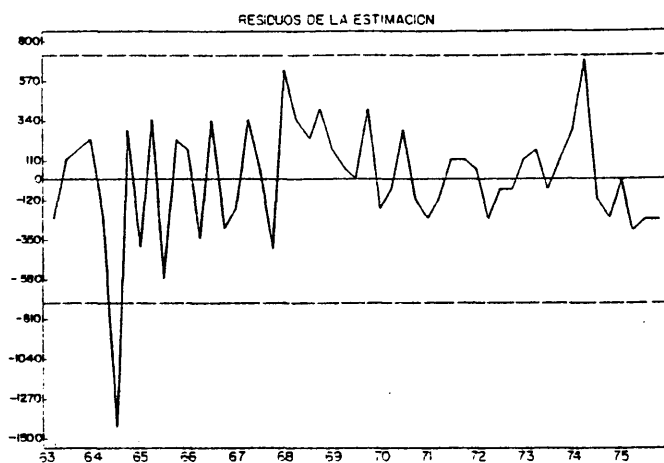


GRAFICO III.30.

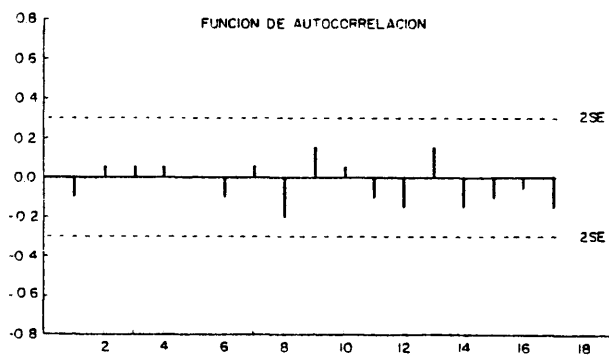
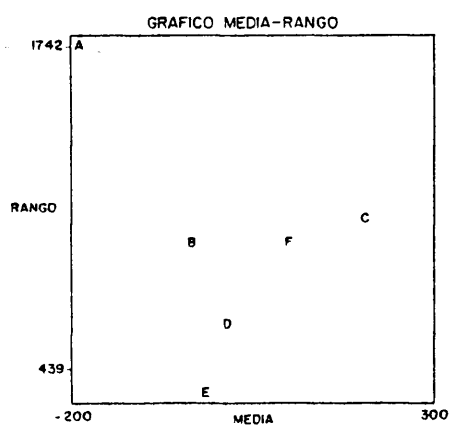


GRAFICO III.31.



CUADRO 3.13.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION ALT 4

MEDIA DE LA SERIE = -0.0902       $t = 0.0020$

DESVIACION TIPICA = 336.8284

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 47.1654

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.092	0.049	0.031	0.056	
5	6	7	8	
0.024	-0.083	0.055	-0.198	
9	10	11	12	
0.135	0.037	-0.098	-0.128	
13	14	15	16	17
0.126	-0.136	-0.108	-0.048	-0.152

VALOR DE  $\chi^2 = 9.3$

SE = 0.140

ECUACION ALT 5

$$ALT_t = 2413.21 - 4.9223 E_t + 647.325 P_t - 63.8021 P_t^2$$

(2.89)    (-1.48)    (2.35)    (-2.66)

$$+ 0.380755 ALT_{t-1}$$

(2.84)

(0.1843)

$$R^2 = 0.5499 \quad \bar{R}^2 = 0.5108 \quad F = 14.05 \quad DW = 2.06 \quad K = 0.72$$

SE = 370.63

ECUACION ALT 6

$$\begin{aligned}
 ALT_t = & 2999.25 - 6.34938 E_t + 576.142 P_t - 55.8109 P_t^2 - 0.937290 H_t \\
 & (3.31) \quad (-1.87) \quad (2.09) \quad (-2.30) \quad (-1.53) \\
 & + 0.410682 ALT_{t-1} \\
 & (3.07) \\
 & (0.1338)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 = 0.5722 \quad \bar{R}^2 = 0.5247 \quad F = 12.04 \quad DW = 2.13 \quad K = 2.84 \\
 SE = 365.61
 \end{aligned}$$

ECUACION ALT 7

$$\begin{aligned}
 ALT_t = & 5220.57 - 1153.73 U_t^{-1} - 5.04292 E_t + 464.129 P_t - 57.6277 P_t^2 \\
 & (4.23) \quad (-2.92) \quad (-1.64) \quad (1.76) \quad (-2.58) \\
 & + 0.197176 ALT_{t-1} \\
 & (1.41) \\
 & (0.1395)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 = 0.6215 \quad \bar{R}^2 = 0.5794 \quad F = 14.78 \quad DW = 1.98 \quad K = 0.63 \\
 SE = 343.64
 \end{aligned}$$

En todos los casos la introducción de P en forma cuadrática aumenta el grado de asociación entre las variables incluidas en cada ecuación y los parámetros estimados para P y para  $P^2$  son significativos. Sin embargo las ecuaciones ALT 5 y ALT 6 presentan los mismos problemas que sus variantes con P en forma lineal y la ecuación ALT7

refleja que la inclusión de la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática afecta sensiblemente al parámetro de la variable dependiente desfasada, que en esta estimación resulta no significativo y con un valor muy bajo que supone una altísima velocidad de ajuste.

Los signos y valores de los parámetros estimados para  $P$  y  $P^2$  en estas ecuaciones implicarían una relación de la dispersión salarial interocupacional con la tasa de variación de los precios según la cual las tasas moderadas de inflación favorecerían la apertura del abanico salarial, mientras que las altas tasas de inflación producirían una reducción de la dispersión salarial en esta rama de actividad. Esta relación sería coherente con la hipótesis de KNOWLES y ROBERTSON, pero los resultados econométricos obtenidos no permiten aceptar como confirmada dicha hipótesis en este caso.

Los resultados de los diversos ensayos realizados permiten concluir que la dispersión salarial correspondiente a la estructura total de esta rama de actividad muestran una clara sensibilidad respecto al nivel relativo de paro existente en el mercado de trabajo a nivel agregado, en los términos que se derivan de las hipótesis formuladas en este mismo capítulo, y en plena coherencia con lo observado en otros mercados de trabajo. La influencia de la tasa de variación del índice del coste de la vida ha dado mejores resultados según una relación lineal que según una relación cuadrática. La relación existente entre ambas variables también se ajusta a las predicciones teóricas.

Aunque los resultados de la inclusión de la variable  $E$  no son económicamente satisfactorios, debe señalarse que aunque el signo del parámetro estimado para esta variable se ajusta en todos los ca-

sos al supuesto de que un impulso en la demanda de trabajo sectorial afecta fundamentalmente a las categorías menos cualificadas, reduciendo la dispersión salarial interna, sorprende que la elasticidad sea prácticamente despreciable, sobre todo dada la importancia del empleo eventual en esta rama de actividad y las fuertes oscilaciones que presenta la serie de empleo total.

Por último, aunque los resultados tampoco puedan ser considerados como satisfactorios, la relación de la dispersión salarial con la intensidad en la realización de horas extraordinarias demuestra una mayor incidencia de las horas extras en los salarios medios de las categorías que ocupan los escalones inferiores de la escala salarial. Los valores de las elasticidades de la dispersión salarial respecto a la variable  $H$  reflejan una incidencia cuantitativa significativa.

### 3.3.2.2. Para la estructura salarial de los operarios

La serie de los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías de operarios en la rama de la Alimentación aparece en el CUADRO 3.14., y su representación es el GRAFICO III.32. La serie no presenta un fuerte componente tendencial, la dispersión salarial va aumentando hasta 1971, y a partir de entonces comienza a reducirse. Destaca sin embargo la brusca ampliación de los diferenciales salariales correspondientes a los trimestres 3º y 4º de 1971.

El análisis de regresión con los datos de la estructura salarial de las categorías de operarios ha producido resultados positivos con la misma estructura que la ecuación ALT 1. En este caso la -

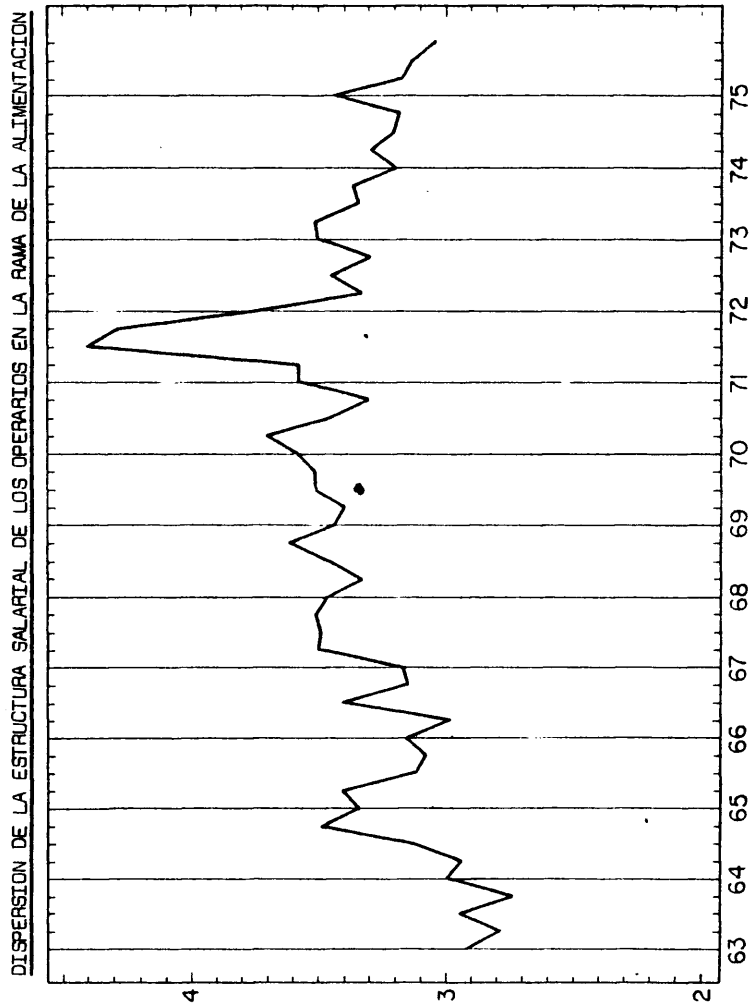
CUADRO 3.14.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE LA ALIMENTACION (VARIABLE ALOP)

(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2920	2789	2957	2734
1964	3007	2943	3130	3498
1965	3356	3410	3127	3085
1966	3162	2987	3410	3155
1967	3169	3499	3491	3518
1968	3478	3337	3472	3610
1969	3444	3404	3513	3518
1970	3582	3712	3475	3297
1971	3578	3583	4408	4281
1972	3750	3338	3462	3298
1973	3499	3515	3344	3370
1974	3190	3291	3203	3183
1975	3450	3178	3131	3040

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.32.





estimación ha sido la siguiente:

ECUACION ALOP 1

$$\text{ALOP } 1 = 2201.67 - 574.134 U_t^{-1} - 43.2092 P_t + 0.541801 \text{ ALOP}_{t-1}$$

(3.54)      (-2.29)      (-1.75)      (4.37)  
(0.1240)

$$R^2 = 0.5676 \quad \bar{R}^2 = 0.5400 \quad F = 20.56 \quad DW = 1.97 \quad K = 0.05$$

SE = 205.30

Los parámetros de las variables explicativas pueden considerarse significativos y aparecen con el signo esperado. Así la estructura salarial interna correspondiente a las categorías de operarios refleja también una sensibilidad a las variaciones del nivel relativo de paro. El hecho de que con esta estructura funcional se hayan conseguido resultados para el comportamiento de la estructura salarial total y para el comportamiento de la estructura salarial de los operarios permite realizar comparaciones que pueden detectar las similitudes y diferencias entre ambos aspectos de la estructura salarial de esta rama de actividad. Las variables U y P aparecen con el mismo signo en las ecuaciones ALT 1 y ALOP 1, pero para poder hacer comparaciones más precisas conviene realizar el cálculo de las elasticidades en esta nueva ecuación:

<u>ELASTICIDADES</u>				
RESPECTO A U		RESPECTO A P		DESFASE
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	MEDIO
0.1709	0.3729	-0.0659	-0.1439	1.1825

La elasticidad a corto plazo de la dispersión de la estructura salarial para las categorías de operarios con respecto al nivel relativo de paro resulta levemente inferior a la estimada en la ecuación ALT 1 para la dispersión de la estructura salarial total. Sin embargo, dado que en este caso el parámetro correspondiente a la variable dependiente desfasada es considerablemente mayor, lo que implica una velocidad de ajuste menor, la elasticidad a largo plazo llega a ser superior. Las elasticidades con relación a la tasa de variación del índice del coste de la vida son sensiblemente inferiores a las estimadas para la estructura salarial total, tanto a corto plazo como a largo plazo. Si dichas estimaciones son correctas - recuerdese todo lo dicho sobre el carácter limitado que tienen los cálculos de las elasticidades en el punto medio con la metodología empleada - indican que la estructura salarial dentro de las categorías de operarios es menos sensible, en esta rama de actividad, a las variaciones en la tasa de inflación que la estructura salarial total. Lo que podría ser interpretado como que las distintas velocidades de reacción ante los cambios en los precios de las diversas categorías profesionales tienden a cerrar el abanico salarial modificando sobre todo la estructura salarial interna de los empleados y su relación con la estructura salarial de los operarios. El valor fundamental de esta estimación ALOP 1 reside en estas comparaciones, pues como veremos más adelante en este caso la introducción de una relación cuadrática en P mejora los resultados obtenidos.

Los residuos de esta ecuación aparecen en el GRAFICO III.33. El alto valor alcanzado por el residuo correspondiente al tercer trimestre de 1971 se corresponde con la brusca ampliación de la dispersión salarial sucedida en dicho periodo. En este caso sería necesario realizar el análisis de intervención para determinar si nos encontramos

GRAFICO III.33.

320.

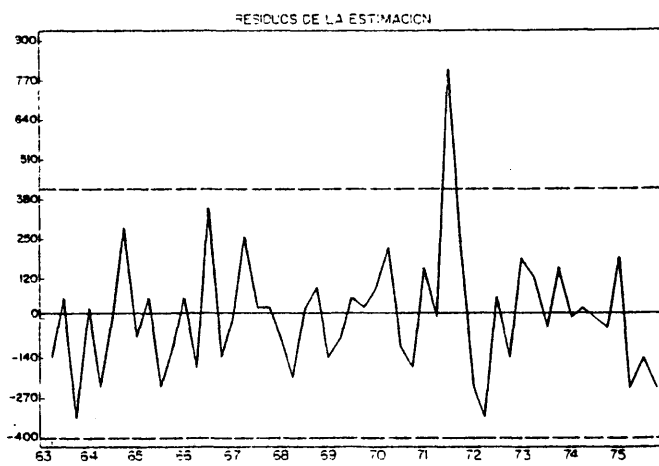


GRAFICO III.34.

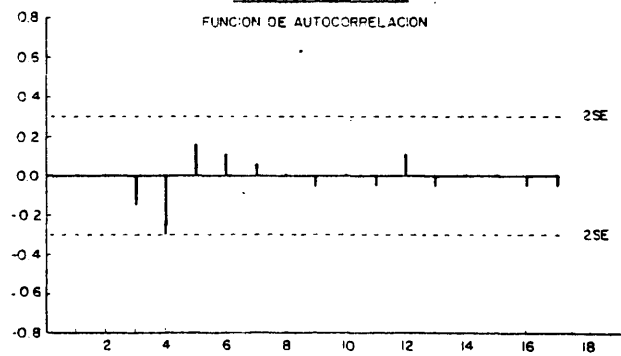
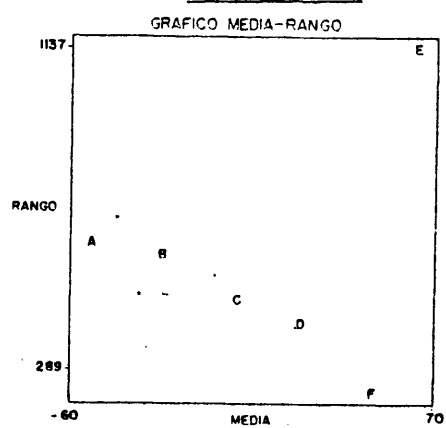


GRAFICO III.35.



en una perturbación debida a errores en los datos o si obedece a alguna posible causa de orden institucional. La forma del gráfico media-rango, GRAFICO III.34, viene condicionada igualmente por esta brusca perturbación de la variable dependiente no explicada por las variables incluidas en la ecuación, sin que suponga contradicción frente al supuesto de varianza constante de los residuos. En el CUADRO 3.15 se presenta el resultado del análisis de los residuos de esta estimación y en el GRAFICO III.35, se representa el correlograma correspondiente. La media no es significativamente distinta de cero, y el valor del estadístico  $\chi^2$  permite la aceptación de la hipótesis de ruido blanco. Sin embargo, el valor del coeficiente de correlación correspondiente al cuarto desfase, así como la cierta estructura que se observa entre los coeficientes de autocorrelación próximos a dicho desfase sugieren la persistencia de un componente estacional que no ha sido eliminado al desestacionalizar individualmente cada una de las series que intervienen en esta regresión.

Al introducir la variable P en forma cuadrática se han obtenido los siguientes resultados positivos:

ECUACION ALOP 2

$$\text{ALOP}_t = 1776.84 - 620.590 U_t^{-1} + 427.489 P_t - 39.4103 P_t^2$$

(2.97)      (-2.65)      (2.56)      (-2.84)

$$+ 0.295831 \text{ ALOP}_{t-1}$$

(2.05)  
(0.1442)

$$R^2 = 0.6324 \quad \bar{R}^2 = 0.6005 \quad F = 19.79 \quad DW = 1.86$$

SE = 191.33

CUADRO 3.15.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION ALOP 1

MEDIA DE LA SERIE = -3.1039       $t = 0.1134$

DESVIACION TIPICA = 195.4981

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 27.3752

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.002	-0.023	-0.173	-0.284	
5	6	7	8	
0.140	0.109	0.038	-0.024	
9	10	11	12	
-0.028	0.000	-0.045	0.123	
13	14	15	16	17
-0.067	0.001	0.017	-0.046	-0.059

VALOR DE  $\chi^2 = 8.8$

SE = 0.140

ECUACION ALOP 3

$$\text{ALOP}_t = 1795.36 - 571.789 U_{t-1}^{-1} + 369.119 P_t - 34.0607 P_t^2$$

(2.77)      (-2.40)      (2.16)      (-2.42)

$$+ 0.325208 \text{ ALOP}_{t-1}$$

(2.26)  
(0.1434)

$$R^2 = 0.6234 \quad \bar{R}^2 = 0.5606 \quad F = 19.03 \quad DW = 1.75$$

$$SE = 193.67$$

En ambas estimaciones los resultados de los diversos tests de significación son buenos pero falla el test K de DURBIN para comprobar la existencia de autocorrelación de los residuos en modelos autorregresivos, debido a que en ambos casos el producto de la varianza del parámetro de la variable dependiente desfasada por el número de observaciones supera la unidad. Por ello en estos casos resulta imprescindible el análisis de los residuos antes de cualquier comentario sobre los resultados de las estimaciones. Dada la enorme similitud entre las series residuales de ambas ecuaciones, solo incluimos el análisis de residuos correspondiente a la estimación ALOP 3 que aparecen en el GRAFICO III.36. En el CUADRO 3.16. se recogen los resultados del análisis de los residuos; en el GRAFICO III.37. el correlograma correspondiente y el GRAFICO III.38. es el gráfico mediarango. Los problemas de esta serie residual son prácticamente los mismos que los problemas de los residuos de la regresión ALOP 1 que se han comentado anteriormente, pero permiten, con las reservas indicadas, aceptar los resultados de la estimación correspondiente.

En estas estimaciones los signos y valores de los parámetros de  $P$  y de  $P^2$  implicarían que para tasas bajas de inflación el efecto de los cambios en el nivel de precios sobre la dispersión salarial entre las categorías de operarios sería el de abrir el abanico salarial. Solo para tasas de inflación superiores a 5'4% en ambas ecuaciones los cambios en el nivel de precios contribuyen a la reducción de las diferencias entre los salarios medios de los operarios.

Como conclusión se puede establecer que el análisis de regresión proporciona evidencia suficiente para poder afirmar que la estructura salarial de los operarios en la rama de la Alimentación es sensible a las fuerzas del mercado, al igual que lo era la estructu-

GRAFICO III.36.

324.

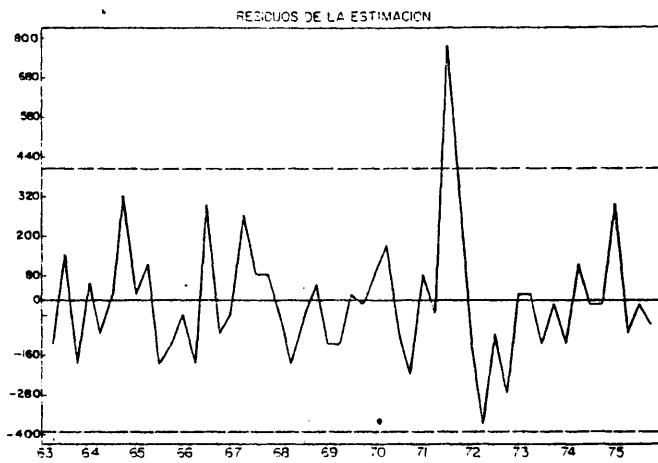


GRAFICO III.37.

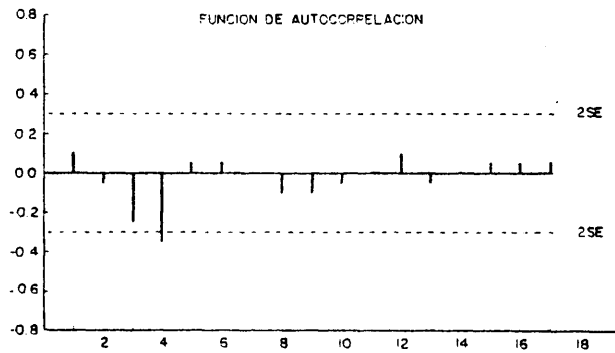
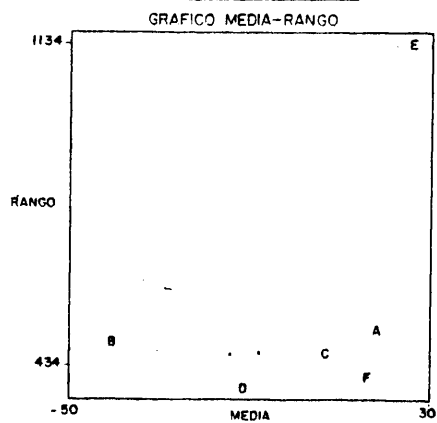


GRAFICO III.38.



CUADRO 3.16.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION ALOP 3MEDIA DE LA SERIE = 0.02941       $t = 0.0015$ 

DESVIACION TIPICA = 183.8672

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 25.7465

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
0.117	-0.044	-0.225	-0.346	
5	6	7	8	
0.029	0.045	0.001	-0.113	
9	10	11	12	
-0.103	-0.032	0.002	0.103	
13	14	15	16	17
-0.042	0.012	0.067	0.058	0.030

VALOR DE  $\chi^2 = 11.9$ 

SE = 0.140

---

ra salarial total, mostrando un comportamiento anticiclico respecto al exceso de oferta del mercado de trabajo de acuerdo con las hipótesis teóricas. En cambio, la relación de la dispersión salarial, con la tasa de variación de los precios se establece en este caso en forma cuadrática, de manera que los posibles mecanismos de "subidas salariales" solo empezarían a operar una vez superado un cierto umbral en la tasa de inflación. Por último, en los diversos ensayos realizados no se ha encontrado ninguna relación significativa entre la dispersión salarial de las categorías de operarios y la tasa de varia-



ción del empleo sectorial. Lo mismo ha ocurrido con la inclusión de las horas extraordinarias por empleado.

### 3.3.3. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Caucho

#### 3.3.3.1. Para la estructura total

La serie trimestral de los coeficientes de variación de los salarios-hora medios desestacionalizados correspondientes a las categorías de empleados y de operarios (representativos de la estructura salarial total) está recogida en el CUADRO 3.17., y en el GRAFICO - III.39. Esta serie no presenta un componente tendencial acusado hasta 1970, pero en el segundo trimestre de ese año, se produce un cambio de nivel reduciéndose el nivel medio de dispersión e iniciándose una cierta tendencia descendente que se hace más pronunciada a partir del tercer trimestre de 1972. Las oscilaciones de la dispersión salarial de la estructura total en esta rama de actividad son bastante más acentuadas que en la mayoría de las restantes ramas de actividad, y aparecen tres bruscas reducciones en el nivel de dispersión salarial situadas en el tercer trimestre de 1963, en el segundo trimestre de 1970 y en el primer trimestre de 1974. Tanto la cierta discontinuidad que se observa en la serie, como las bruscas oscilaciones que se registran, difícilmente pueden ser explicadas por las variables introducidas en el modelo, por lo que el comportamiento de los residuos de las distintas estimaciones se ve afectado por estas irregularidades de la serie de la variable dependiente.

CUADRO 3.17.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA  
DEL CAUCHO (VARIABLE CHT)

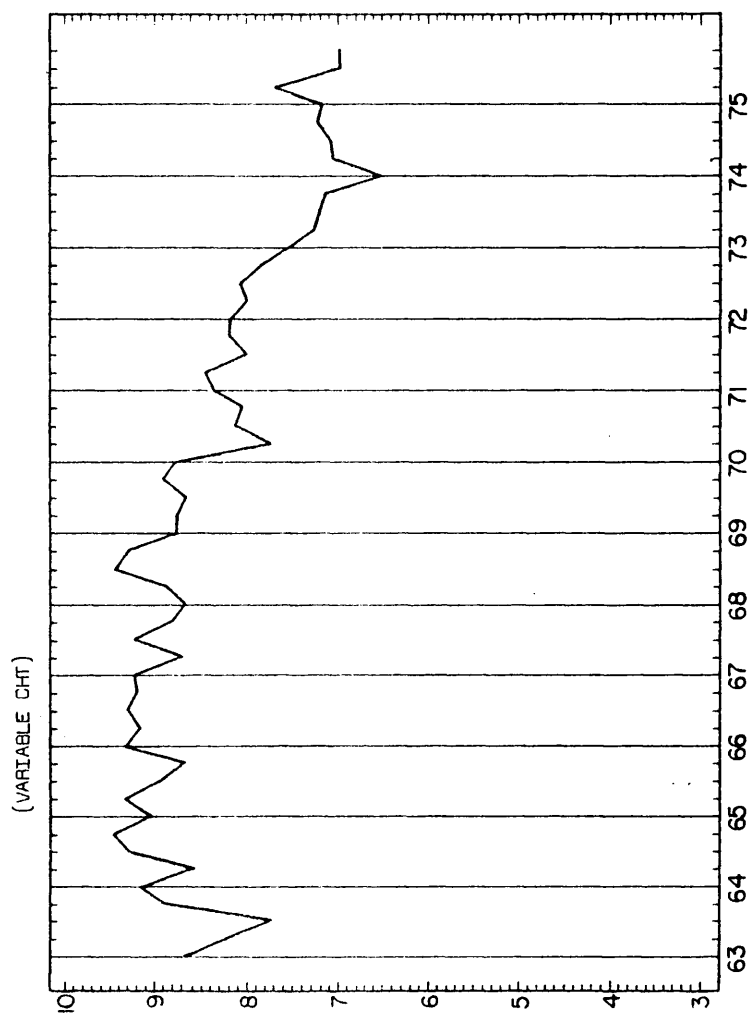
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	8677	8239	7711	8890
1964	9158	8585	9287	9476
1965	9046	9324	8917	8675
1966	9333	9162	9304	9207
1967	9237	8698	9231	8790
1968	8673	8860	9437	9283
1969	8754	8745	8662	8900
1970	8781	7724	8132	8058
1971	8356	8461	7998	8203
1972	8197	8009	8099	7816
1973	7518	7252	7207	7131
1974	6503	7066	7094	7227
1975	7208	7650	6973	6985

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.39.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA DEL CAUCHO



El nivel de empleo total en esta rama de actividad es comparativamente bajo, situándose en torno a los 20.000 empleados y mostrando una ligera tendencia ascendente pero sin sufrir fuertes oscilaciones. Las tasas de variación intertrimestral de esta serie aparecen recogidas en el CUADRO A.3.15. del apéndice de este capítulo. Como se dijo en páginas anteriores, el bajo nivel de empleo de esta rama de actividad le confiere una menor representatividad a los datos salariales al máximo nivel de desagregación, por lo que en ello se puede encontrar alguna explicación a las oscilaciones en la serie de dispersión salarial calculada con estos datos.

La serie de horas extraordinarias realizadas mensualmente por cada trabajador, recogida en el CUADRO A.3.31. del apéndice, es claramente ascendente, alcanzando esta rama de actividad en los últimos años del periodo estudiado el primer puesto en cuanto al uso intensivo de las horas extraordinarias. También son perceptibles fuertes oscilaciones de carácter cíclico que parecen ajustarse a la evolución general de la economía española durante el periodo, aunque la inclusión de esta variable junto al nivel relativo de paro registrado no agrícola no ha presentado problemas de multicolinealidad en el análisis de regresión.

En este caso se han obtenido resultados positivos con diversas variantes de la estructura general del modelo. Para la exposición de los resultados los agruparemos en bloques según un criterio de mayor homogeneidad. En el primer bloque se recogen las estimaciones positivas con unas estructuras ecuacionales más simples.

ECUACION CHT 1

$$\text{CHT}_t = 5757.53 - 653.448 U_t^{-1} - 259.187 P_t + 0.527719 \text{CHT}_{t-1}$$

(3.68)      (-1.68)      (-3.37)      (4.22)  
(0.1249)

$$R^2 = 0.8029 \quad \bar{R}^2 = 0.7903 \quad F = 63.81 \quad DW = 2.04 \quad K = 0.12$$

SE = 373.16

ECUACION CHT 2

$$\text{LCHT}_t = 4.45687 + 0.076295 \text{LU}_t - 0.185359 \text{LP}_t + 0.536180 \text{LCHT}_{t-1}$$

(3.85)      (-1.97)      (-3.47)      (4.43)  
(0.1208)

$$R^2 = 0.8116 \quad \bar{R}^2 = 0.7996 \quad F = 67.49 \quad DW = 2.07 \quad K = 0.46$$

SE = 0.04505

ECUACION CHT 3

$$\text{CHT}_t = 6917.28 - 768.529 U_t^{-1} - 236.944 P_t - 0.629561 H_t$$

(4.27)      (-2.01)      (-3.15)      (-2.02)

$$+ 0.442881 \text{CHT}_{t-1}$$

(3.46)  
(0.1280)

$$R^2 = 0.8190 \quad \bar{R}^2 = 0.8033 \quad F = 52.04 \quad DW = 2.06 \quad K = 0.36$$

SE = 361.42

La ecuación CHT 1 se corresponde con las ecuaciones MTT 1 y ALT 1 de las ramas del Metal y de la Alimentación. Puede observarse como tanto la ecuación CHT 2, que tiene la misma estructura que la CHT 1 pero en forma logaritmica, como la ecuación CHT 3 que incorpora como variable explicativa las horas extras por empleado, producen mejores resultados. La inclusión de esta nueva variable resulta significativa y afecta sensiblemente a los valores estimados para los parámetros de U y de P. Los resultados de esta estimación confirman las hipótesis teóricas tanto en la relación del nivel de dispersión salarial por categorías profesionales con el nivel relativo de paro como en la relación con la tasa de variación de los precios.

Los residuos de las estimaciones de este primer bloque se comportan de forma muy similar. Expondremos, por lo tanto, solamente el análisis de los residuos de la mejor estimación: la ecuación CHT 3. La serie residual está representada en el GRAFICO III.40, y en ella se refleja, en cierta medida, la discontinuidad de la serie de la variable dependiente no explicada en el modelo, así como las bruscas reducciones en el nivel de dispersión salarial. En el CUADRO 3.18. se recogen los resultados del análisis de residuos y en los GRAFICOS III.41. y III.42. el correlograma y el gráfico media-rango correspondiente. Aunque ni la media ni ninguno de los valores de los coeficientes de autocorrelación sean distintos de cero y aunque el estadístico  $\chi^2$  permita aceptar la hipótesis de ruido blanco, la cierta estructura de los coeficientes de autocorrelación que se refleja en el correlograma con valores más elevados en los retardos 3, 11 y 17 parecen indicar la persistencia de un cierto comportamiento estacional a pesar de haberse utilizado datos desestacionalizados en la regresión.

GRAFICO III.40.

332.

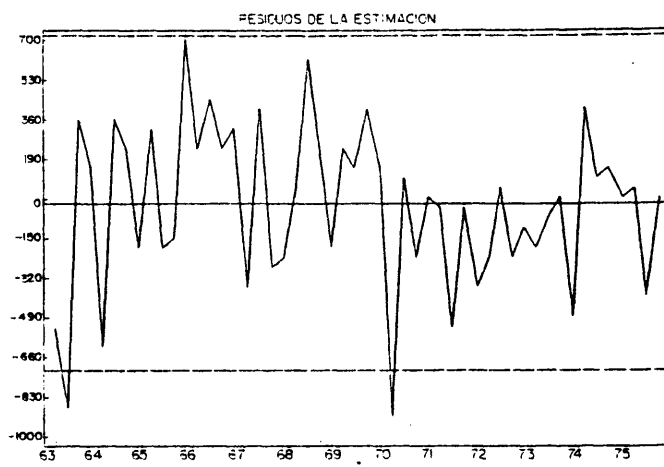


GRAFICO III.41.

FUNCION DE AUTOCORRELACION

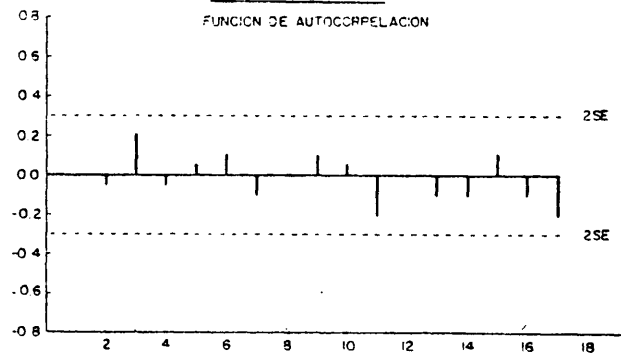
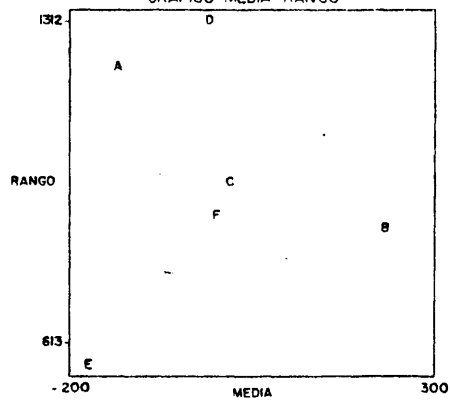


GRAFICO III.42.

GRAFICO MEDIA-RANGO



CUADRO 3.18.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CHT 3

MEDIA DE LA SERIE = 13.7118                      t = 0.2867

DESVIACION TIPICA = 341.6002

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 47.8336

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.022	-0.026	0.194	-0.034	
5	6	7	8	
0.073	0.077	-0.110	-0.001	
9	10	11	12	
0.113	0.066	-0.175	0.006	
13	14	15	16	17
-0.106	-0.103	0.106	-0.102	-0.194

VALOR DE  $\chi^2 = 9.8$ 

SE = 0.140

Las elasticidades en el punto medio según la ecuación CHT 3 -  
son las siguientes:

ELASTICIDADES

RESPECTO A U		RESPECTO A P		RESPECTO A H		DESFASE
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	MEDIO
0.0660	0.1185	-0.1463	-0.2626	-0.0572	-0.1026	0.7949



Los valores de las elasticidades con relación al nivel relativo de paro y con relación a la tasa de variación del índice del coste de la vida son similares, aunque algo menores, a los obtenidos en otras ramas de actividad. El signo del parámetro de H implica que el grado de intensidad en la realización de las horas extraordinarias afecta fundamentalmente a las categorías de menor salario medio de manera que el mayor uso de las horas extras comporta una reducción de los abanicos salariales. Los valores de la elasticidad de la dispersión salarial por categorías profesionales con relación al número de horas extraordinarias mensuales por trabajador resultan muy bajas sobre todo si se tiene en cuenta la fuerte intensidad en la utilización de las horas extraordinarias que se registra en esta rama de actividad.

Sin embargo, es necesario recordar que a las limitaciones en el cálculo de las elasticidades con la metodología empleada, para el caso concreto de esta variable, se añaden nuevos problemas derivados de la inadecuación en la especificación dinámica del modelo. En efecto, al utilizar un modelo autorregresivo que incluye a la variable dependiente desfasada como variable explicativa, se está imponiendo una estructura de retrasos que afecta homogéneamente a todas las variables independientes, incluida por tanto H. Como ya se ha dicho, los retrasos en la influencia de H sobre la dispersión salarial carece de sentido y por lo tanto también carece de sentido la distinción entre la elasticidad a corto plazo y la elasticidad a largo plazo para esta variable. La introducción de H en un modelo autorregresivo constituye una cierta distorsión, que solo una mejor especificación dinámica del modelo puede resolver, y que afecta especialmente al valor estimado para el parámetro de esta variable y a los cálculos que a partir del mismo se pueden hacer sobre la elasticidad.

Un segundo bloque de estimaciones con resultados positivos está constituido por ecuaciones que incluyen la tasa de variación del empleo sectorial como variable explicativa, manteniendo el carácter lineal de la relación con la tasa de variación del índice del coste de la vida.

ECUACION CHT 4

$$\begin{aligned} \text{CHT}_t = & 5985.18 - 709.241 U_t^{-1} + 41.9206 E_t - 263.597 P_t \\ & (3.87) \quad (-1.84) \quad (1.54) \quad (-3.47) \\ & + 0.506843 \text{CHT}_{t-1} \\ & (4.09) \\ & (0.1239) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.8125 & \bar{R}^2 &= 0.7962 & F &= (9.83) & DW &= 2.06 & K &= 0.21 \\ SE &= 367.88 \end{aligned}$$

ECUACION CHT 5

$$\begin{aligned} \text{CHT}_t = & 5191.90 + 54.6858 E_t - 128.347 P_t - 0.714011 H_t \\ & (4.12) \quad (1.96) \quad (-2.16) \quad (-2.22) \\ & + 0.517699 \text{CHT}_{t-1} \\ & (4.42) \\ & (0.1171) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.8183 & \bar{R}^2 &= 0.8025 & F &= 51.79 & DW &= 2.22 & K &= 2.13 \\ SE &= 362.15 \end{aligned}$$

EQUACION CHT 6

$$\begin{aligned}
 \text{CHT}_t = & 7675.80 - 894.507 U_t^{-1} + 64.0247 E_t - 235.80 P_t \\
 & (4.88) \quad (-2.43) \quad (2.39) \quad (-3.29) \\
 & - 0.852579 H_t + 0.380945 \text{CHT}_{t-1} \\
 & (-2.74) \quad (3.05) \\
 & (0.1247)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.8394 & \bar{R}^2 &= 0.8216 & F &= 47.05 & DW &= 2.20 & K &= 2.51 \\
 SE &= 344.20
 \end{aligned}$$

---

Como puede verse, los mejores resultados parecen conseguirse cuando la incorporación de la tasa de variación del empleo se realiza sobre la estructura de la ecuación CHT 3, dando lugar a la ecuación CHT 6. En esta ecuación todos los parámetros son significativos, y la incorporación de la variable E afecta sensiblemente al valor estimado para los parámetros de las variables U y H en la ecuación CHT 3. Antes de realizar cualquier consideración sobre los resultados de la incorporación de esta nueva variable se presenta el análisis de los residuos de la regresión correspondiente a la ecuación CHT 6. La serie residual aparece en el GRAFICO III.43., su análisis en el CUADRO 3.19., y el correlograma y el gráfico media rango en los GRAFICOS III.44. y III.45. En la representación gráfica de la serie residual, vuelven a aparecer los efectos tanto de la discontinuidad de la serie de la variable dependiente como de las bruscas reducciones en la dispersión salarial que ocurren en algunos trimestres. Sobre todo el primer factor introduce cierto cambio de nivel en la evolución de los residuos que negaría el carácter estacionario

GRAFICO III.43.

337.

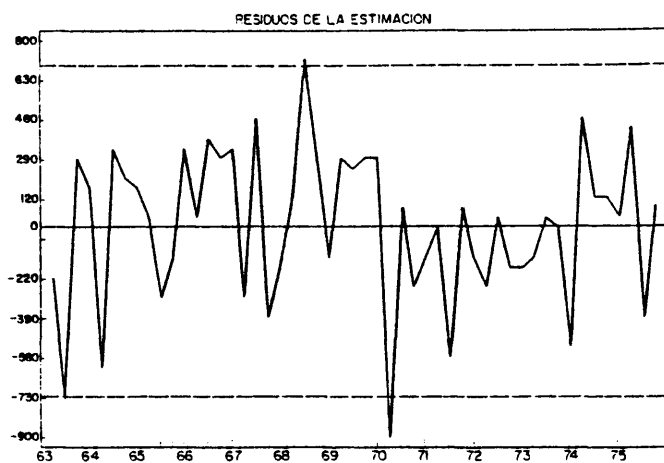


GRAFICO III.44.

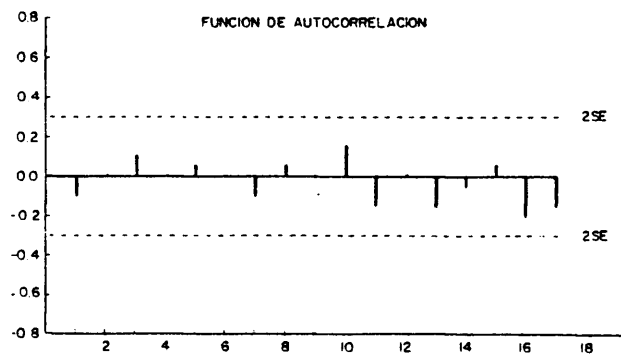
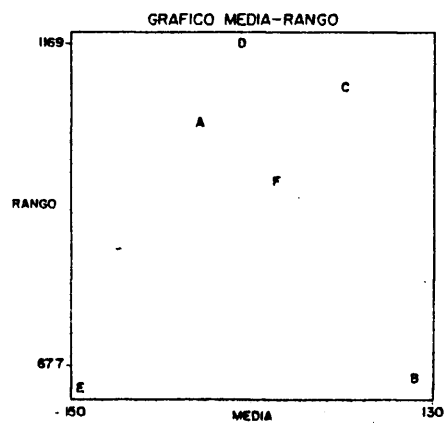


GRAFICO III.45.



de dicho proceso.

CUADRO 3.19.

ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CHT 6

MEDIA DE LA SERIE = 0.0098       $t = 0.0002$

DESVIACION TIPICA = 323.3045

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 45.2717

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.106	-0.001	0.119	0.022	
5	6	7	8	
0.044	-0.016	-0.086	0.071	
9	10	11	12	
-0.001	0.166	-0.147	-0.004	
13	14	15	16	17
-0.168	-0.062	0.062	-0.178	-0.161

VALOR DE  $\chi^2 = 9.4$

SE = 0.140

Sin embargo los valores de la media de los coeficientes de autocorrelación y del estadístico  $\chi^2$  permiten aceptar la hipótesis de ruido blanco. El perfil del correlograma indica, incluso, que el componente estacional que persistía en la serie residual de la ecuación CHT 3 ha desaparecido o por lo menos se ha atenuado considerablemente.

Si aceptamos, al menos provisionalmente, los resultados de esta

estimación, que es la mejor de todas las realizadas en este caso, podemos deducir que el comportamiento de la dispersión salarial por categorías profesionales, referida a la estructura total, responde a las hipótesis formuladas en cuanto a la relación con el nivel relativo de paro, la tasa de variación del índice del coste de la vida y el número de horas extras por trabajador. Sin embargo la introducción de la variable E (tasa de variación del empleo sectorial) que mejora el ajuste, presenta algunos problemas. En primer lugar problemas por el signo del parámetro estimado. El signo positivo con que dicha variable aparece en la estimación CHT 6 contradice la hipótesis formulada por WALTER OI, o, al menos, contradice su formulación más simple. Porque, en efecto, si el carácter anticíclico de la dispersión salarial se formula en términos de las diferencias en cuanto a la estabilidad en la demanda de las distintas categorías de trabajadores un incremento en el nivel del empleo, significará sobre todo un aumento en la demanda de trabajo no cualificado que conducirá a un aumento de los salarios de estas categorías, produciendo así una reducción en las diferencias salariales. Es decir que esta formulación implica que la relación entre el nivel de dispersión salarial y el dinamismo de la demanda de trabajo sectorial, medido por la tasa de variación del empleo total sectorial, sea de carácter negativo tal y como aparecía en la rama de la Alimentación. Sin embargo, PEARLMAN advertía que dicha formulación se basaba en el supuesto de igualdad en las elasticidades de las respectivas curvas de ofertas, porque una fuerte rigidez en la oferta de trabajo cualificado podía conducir a aumentos más sensibles en los salarios medios de estas categorías profesionales, ante un aumento de la demanda general de trabajo, aunque este componente de la demanda fuese más estable, produciéndose por lo tanto un aumento en el nivel de dispersión salarial por categorías profesionales. El argumento de PEARLMAN puede verse -

reforzado en el caso en que el dinamismo de la demanda de trabajo - de un sector esté fuertemente condicionado, no por sus oscilaciones cíclicas, sino por una tendencia dominante en cuanto al aumento en - las necesidades de mano de obra cualificada en el sector. En conse- cuencia, se puede aceptar que en aquellos sectores que sufran una - fuerte escasez de trabajo cualificado la relación entre el nivel de dispersión salarial y la tasa de variación en el nivel de empleo sec- torial sea positiva, como ocurre en la ecuación CHT 6. Un segundo - problema derivado de la introducción de la variable E en esta ecua- ción es el escaso valor del parámetro estimado que conduce a unos va- lores en las elasticidades que solo logran ser mínimamente significa- tivas en aquellos trimestres en que se producen variaciones en el em- pleo más acentuadas. Ello indica la escasa significación cuantitati- va de esta variable explicativa.

Los valores de las elasticidades en el punto medio de la disper- sión salarial con respecto a las restantes variables independientes en esta ecuación son las siguientes:

<u>ELASTICIDADES</u>						
<u>RESPECTO A U</u>		<u>RESPECTO A P</u>		<u>RESPECTO A H</u>		<u>DESFASE</u>
<u>A CORTO</u>	<u>A LARGO</u>	<u>A CORTO</u>	<u>A LARGO</u>	<u>A CORTO</u>	<u>A LARGO</u>	<u>MEDIO</u>
0.0768	0.1241	-0.1455	-0.2351	-0.0774	-0.0774	0.6154

El tercer bloque de ecuaciones está constituido por aquellas que incluyen la variable P en forma cuadrática:

341.

ECUACION CHT 7

$$\begin{aligned} \text{CHT}_t = & 7236.21 - 883.438 U_t^{-1} - 632.686 P_t + 29.2705 P_t^2 \\ & (3.81) \quad (-2.09) \quad (-2.20) \quad (1.35) \\ & + 0.500881 \text{CHT}_{t-1} \\ & (3.99) \\ & (0.1254) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.8104 & \bar{R}^2 &= 0.7939 & F &= 49.14 & DW &= 2.07 & K &= 0.31 \\ SE &= 369.96 \end{aligned}$$

ECUACION CHT 8

$$\begin{aligned} \text{CHT}_t = & 6984.25 - 733.159 U_{t-1}^{-1} - 638.693 P_t + 31.4590 P_t^2 \\ & (3.36) \quad (-1.63) \quad (-2.00) \quad (1.32) \\ & + 0.514676 \text{CHT}_{t-1} \\ & (3.95) \\ & (0.1304) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.8037 & \bar{R}^2 &= 0.7866 & F &= 47.08 & DW &= 2.00 & K &= 0.0003 \\ SE &= 376.42 \end{aligned}$$

ECUACION CHT 9

$$\begin{aligned} \text{CHT}_t = & 8435.62 - 1100.25 U_t^{-1} + 62.2206 E_t - 856.842 P_t \\ & (4.44) \quad (-2.64) \quad (2.21) \quad (-2.92) \\ & + 46.3244 P_t^2 + 0.454259 \text{CHT}_{t-1} \\ & (2.09) \quad (3.72) \\ & (0.1222) \end{aligned}$$



$$R^2 = 0.8290 \quad \bar{R}^2 = 0.8100 \quad F = 43.63 \quad DW = 2.18 \quad K = 1.81$$

$$SE = 355.18$$

---

En las ecuaciones CHT 7 y CHT 8 el parámetro estimado para  $P_t^2$  no es significativo. Únicamente en la ecuación CHT 9 la introducción de la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática produce resultados significativos. Los signos y valores de los parámetros estimados para  $P$  y para  $P^2$  en esta última ecuación implican que el efecto de los mecanismos de subidas lineales se va mortiguando, conforme la tasa de variación del índice del coste de la vida va aumentando. Así, aunque las elasticidades con relación a  $P$  son negativas durante todo el periodo (la elasticidad en el punto medio a corto plazo es de  $-0.2346$  y a largo plazo es de  $-0.4298$ ) su valor absoluto disminuye sensiblemente en las últimas observaciones a las que corresponden tasas de inflación más elevadas. Dicho comportamiento sería atribuible al debilitamiento de la ilusión monetaria tal y como fue formulado con ocasión de los resultados alcanzados en la rama del Metal, aunque no es posible obtener una conclusión definitiva debido a que, como ya se ha señalado, es posible que la variable  $P$  esté absorbiendo parte de la explicación debida a otros factores tendenciales que no han podido ser incluidos en la ecuación. También contribuye a relativizar este resultado el hecho de que la introducción del número de horas extras por trabajador empleado no haya sido nunca significativa cuando la variable  $P$  entraba en la ecuación en forma cuadrática, mientras que su introducción ha resultado altamente significativa en ecuaciones con  $P$  en forma lineal.

Los residuos de esta última estimación, cuyo análisis aparece en

el CUADRO 3.20. y en los GRAFICOS III.46., III.47. y III.48. reflejan los mismos problemas de las otras estimaciones realizadas con este componente de la estructura salarial en la rama del Caucho.

Al nivel al que se ha desarrollado la sucesiva experimentación econométrica en este sector se puede concluir, aunque sea provisoriamente, que la estructura salarial total parece responder a la hipótesis sobre el comportamiento anticíclico de los salarios diferenciales, de manera que a mayor exceso de oferta de trabajo le corresponde una mayor dispersión en los salarios medios de las categorías profesionales seleccionadas. El dinamismo de la demanda de trabajo sectorial, medido a través de la tasa de variación en el nivel de empleo total del sector, tiende a acentuar, con un efecto cuantitativo muy reducido, las diferencias salariales en la estructura total debido a la posible existencia de una escasez de trabajo cualificado. La intensidad en la realización de horas extraordinarias, que en este sector alcanza las máximas cotas, tiende a acentuar el nivel de dispersión salarial por categorías profesionales. En las ecuaciones donde la tasa de variación en el índice del coste de la vida se ha introducido en forma lineal las estimaciones realizadas se ajustan a las hipótesis teóricas según las cuales la tasa de inflación contribuye a cerrar los abanicos salariales, sin embargo en las ecuaciones donde esta variable se introduce en forma cuadrática dicho efecto tiende a atenuarse para las tasas de inflación más elevadas.

#### 3.3.3.2. Para la estructura salarial de los operarios

La serie de los coeficientes de variación definidos para los salarios medios de las categorías de operarios de esta rama de acti

GRAFICO III.46.

344.

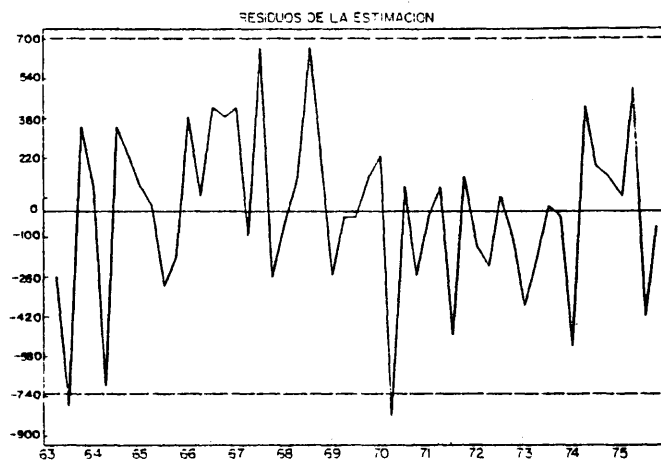


GRAFICO III.47.

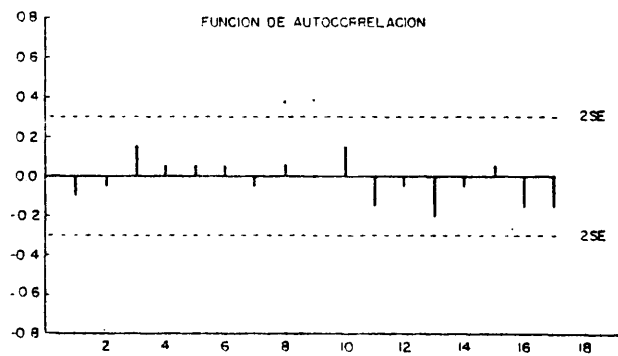
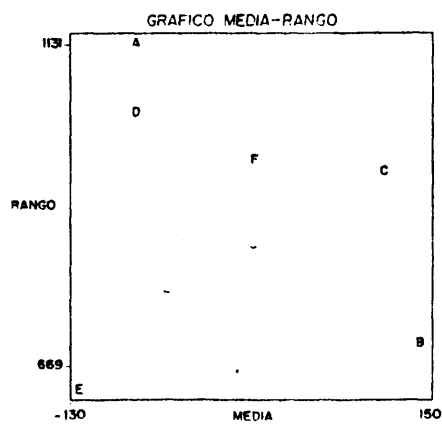


GRAFICO III.48.



CUADRO 3.20.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CHT 9

MEDIA DE LA SERIE = 0.0                      t = 0.0

DESVIACION TIPICA = 333.6571

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 46.7213

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.098	-0.035	0.154	0.068	
5	6	7	8	
0.025	0.065	-0.056	0.070	
9	10	11	12	
0.012	0.137	-0.137	-0.040	
13	14	15	16	17
-0.207	-0.066	0.057	-0.170	-0.169

VALOR DE  $\chi^2 = 10.2$                       SE = 0.140

---

vidad aparece en el CUADRO 3.21. y está representada en el GRAFICO - III. 49. Esta serie presenta el comportamiento más errático de todas las series de dispersión salarial estudiadas hasta el momento, con bruscos cambios en el nivel de dispersión salarial en el primer trimestre de 1966, segundo trimestre de 1967, segundo trimestre de 1970 y cuarto trimestre de 1974. En cuanto a la evolución tendencial de la dispersión salarial de los salarios medios de las categorías de operarios pueden distinguirse tres periodos. Hasta el cuarto trimestre de 1964 la dispersión salarial registra aumentos continuados que

CUADRO 3.21.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DEL CAUCHO (VARIABLE CHOP)

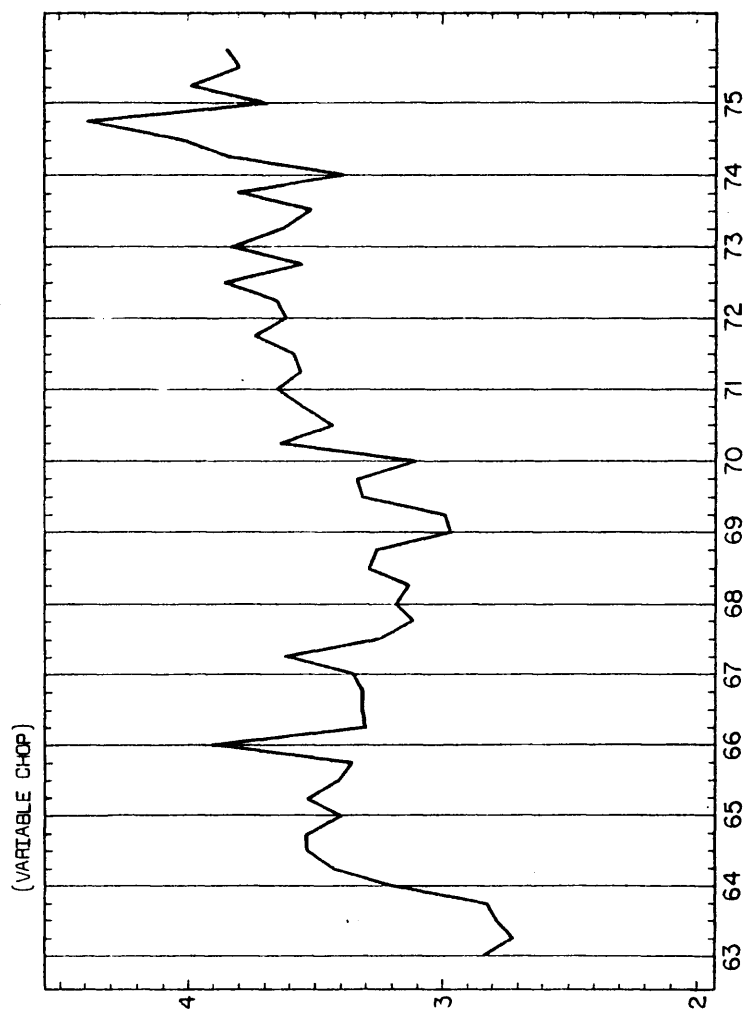
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2836	2724	2776	2817
1964	3201	3431	3535	3545
1965	3398	3536	3451	3363
1966	3919	3297	3314	3310
1967	3353	3622	3242	3128
1968	3184	3139	3289	3261
1969	2969	2986	3301	3328
1970	3104	3639	3434	3550
1971	3638	3548	3508	3739
1972	3614	3658	3864	3549
1973	3835	3611	3513	3802
1974	3388	3842	4025	4382
1975	3688	3980	3788	3846

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.49.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DEL CAUCHO



suponen un incremento del 25% en el nivel de dispersión salarial en los dos primeros años. El segundo periodo dura hasta el primer trimestre de 1969 y se caracteriza por una tendencia descendente menos pronunciada con las bruscas oscilaciones antes aludidas. A partir de entonces se reanuda la tendencia a la ampliación de los diferenciales salariales, siendo especialmente acusada durante los tres últimos trimestres de 1974. Observada en su conjunto la serie presenta un componente tendencial a la progresiva apertura de los abanicos salariales, que destaca por su importancia en comparación con lo ocurrido en las restantes ramas de actividad.

La mayoría de los ensayos de estimación realizados con esta variable dependiente han presentado problemas de autocorrelación serial en los residuos. Prácticamente la única ecuación que ha producido resultados econométricos aceptables ha sido la siguiente:

ECUACION CHOP 1

$$\text{CHOP}_t = 1806.94 + 38.3389 E_t + 103.747 P_t + 0.323337 \text{CHOP}_{t-1}$$

(5.00)      (2.33)      (3.59)      (2.45)  
(0.1321)

$$R^2 = 0.6054 \quad \bar{R}^2 = 0.5802 \quad DW = 2.07 \quad K = 0.49$$

SE = 214.01

---

En esta estimación todos los parámetros resultan significativos. Los restantes tests presentan resultados positivos. La serie residual aparece en el GRAFICO III.50. El análisis de los residuos se recoge en el CUADRO 3.22, siendo el GRAFICO III.51. el correlograma correspondiente y el GRAFICO III.52. el gráfico media-rango.

GRAFICO III.50.

349.

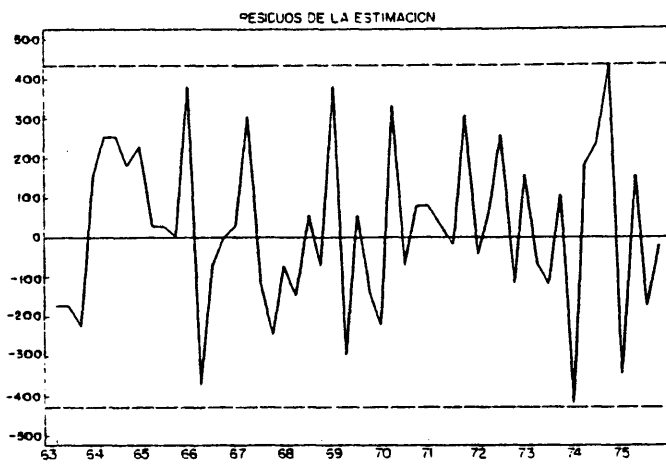


GRAFICO III.51.

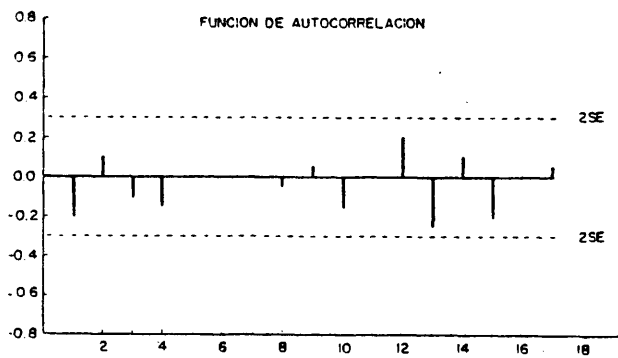
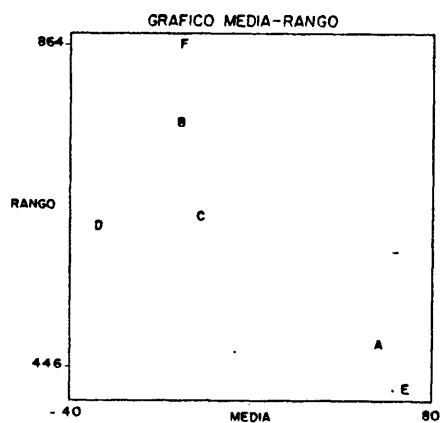


GRAFICO III.52.





CUADRO 3.22.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CHOP 1MEDIA DE LA SERIE = 15.0705       $t = 0.5207$ 

DESVIACION TIPICA = 204.9178

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 28.9424

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.185	0.114	-0.118	-0.154	
5	6	7	8	
0.017	0.014	0.019	-0.050	
9	10	11	12	
0.032	-0.160	-0.016	0.186	
13	14	15	16	17
-0.230	0.090	-0.185	-0.002	0.067

VALOR DE  $\chi^2 = 12.7$ 

SE = 0.140

El valor del coeficiente de autocorrelación relativo al primer retardo, sin ser significativamente distinto de cero, presenta un valor considerable. Sin embargo, los restantes tests del análisis de residuos permitirían aceptar la hipótesis de ruido blanco.

El signo del parámetro estimado para la tasa de variación del empleo es positivo, lo que indica una relación entre el nivel de dispersión salarial por categorías profesionales y el dinamismo de la demanda sectorial de trabajo igual a la encontrada en la estruc

tura salarial total de esta rama de actividad, según la cual la escasez de trabajo cualificado determinaría, en este caso también, que las variantes en la demanda de trabajo tienden a ampliar las diferencias salariales por categorías profesionales. Pero, paralelamente también, el valor del parámetro es tan bajo que la elasticidad en el punto medio es prácticamente despreciable.

En la ecuación CHOP 1 la variable P está incorporada en forma lineal y el signo del parámetro estimado es positivo, lo que implicaría una relación creciente entre el nivel de dispersión salarial y la tasa de variación del índice del coste de la vida, que contradice las hipótesis teóricas formuladas al respecto. Sin embargo, dado que el fuerte componente tendencial que se observa en la serie de la variable dependiente no es posible aceptar dicha interpretación, pues al absorber la variable P la explicación debida a otras variables explicativas del comportamiento tendencial que no han sido incluidas en la ecuación el valor y el signo del parámetro estimado para P puede estar fuertemente condicionado, en este caso, por las variables omitidas.

La tendencia creciente manifestada por la serie de la dispersión salarial entre las categorías de operarios, puede estar inducida por un aumento significativo en el nivel de cualificación de la mano de obra de esta rama de actividad, lo que sería coherente con el comportamiento observado en la relación de la dispersión salarial, tanto de la estructura total como de la estructura de operarios, con la tasa de variación en el nivel de empleo total. En cuyo caso la omisión de una variable indicativa del nivel de cualificación de la mano de obra de esta rama de actividad podría ser la causante del signo positivo estimado para P, sin que ello tenga necesariamente

que significar una relación inversa a la teóricamente prevista entre el nivel de dispersión salarial y la tasa de variación del índice - del coste de la vida.

Por último, el bajo valor del parámetro estimado para la variable dependiente desfasada en esta ecuación implica una alta velocidad de ajuste y un desfase medio de solo 0.48 trimestres.

Sin embargo, dadas las características de la variable dependiente, que manifiesta una fuerte tendencia creciente, junto a considerables oscilaciones y dada la simplicidad de la estructura de la única ecuación que ha producido resultados econométricamente aceptables, - no se pueden establecer, en este caso, ni siquiera a nivel provisional, unas conclusiones definidas. En todo caso, solo es posible afirmar que para modelizar el comportamiento de la estructura salarial - de los operarios sería necesario incluir en la estructura del modelo variables explicativas del comportamiento tendencial.

### 3.3.4. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Papel

#### 3.3.4.1. Para la estructura salarial total

La serie de los coeficientes de variación calculados sobre los salarios hora medios de las categorías profesionales correspondientes a la estructura total es la del CUADRO 3.23., cuya representación gráfica es el GRAFICO III.53. La característica más destacada de esta serie es la presencia de una tendencia decreciente que se mantiene durante todo el periodo, pero que se acentúa a partir del -

CUADRO 3.23.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RA-MA DEL PAPEL (VARIABLE PPT)

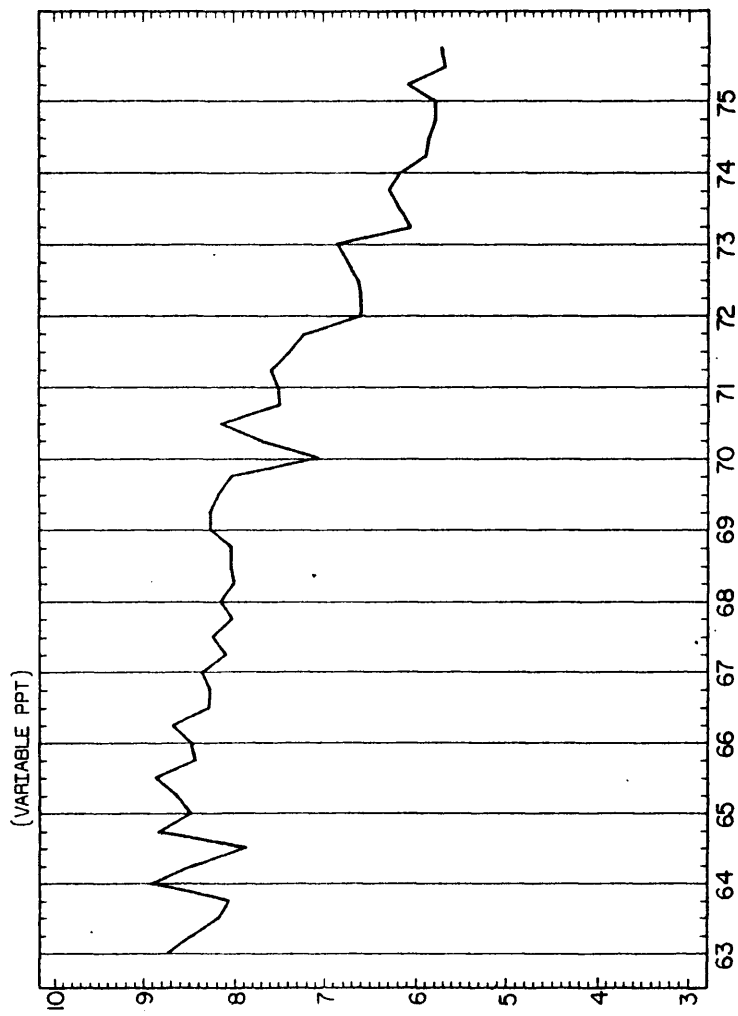
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	8735	8463	8177	8066
1964	8915	8429	7871	8833
1965	8482	8612	8763	8416
1966	8461	8699	8288	8277
1967	8355	8093	8240	8011
1968	8150	8008	8038	8034
1969	8262	8266	8183	8031
1970	7036	7680	8121	7461
1971	7493	7576	7352	7204
1972	6558	6564	6602	6721
1973	6832	6036	6156	6299
1974	6172	5875	5831	5766
1975	5767	6096	5663	5706

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III. 53.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DEL PAPEL



tercer trimestre de 1970. Desde entonces hasta el final del periodo la dispersión salarial se reduce en un 30%. Este comportamiento tendencial, en este caso, es debido fundamentalmente a la evolución del salario hora medio de los ingenieros y licenciados. En general las oscilaciones no son muy pronunciadas con la excepción de las que se registran en las primeras observaciones, posiblemente imputables a problemas en la rotación de la muestra, y de la brusca contracción de la dispersión salarial que se observa en el primer trimestre de 1970. La presencia de un componente tendencial, que puede considerarse como bastante importante si se tiene en cuenta el carácter homogéneo de la medida de dispersión empleada, implica una cierta inadecuación del tipo de modelo que se está aplicando en esta parte del trabajo a los datos de la evolución de la estructura salarial total de esta rama de actividad. Como se explicó en la especificación del modelo, y como se ha visto en el caso de la estructura salarial de los operarios de la rama del Caucho, cuando la serie de dispersión salarial presenta una tendencia acusada a la no inclusión de alguna variable explicativa del comportamiento tendencial, como la evolución del nivel de cualificación, pueden invalidar los resultados de las estimaciones realizadas.

La serie de las horas extraordinarias realizadas por empleado - que se recogen en el CUADRO A:3.32. del apéndice de este capítulo - presenta un perfil creciente alcanzado en las últimas observaciones niveles que reflejan una intensidad en el uso de las horas extraordinarias comparativamente muy elevados. Las oscilaciones de esta variable son muy irregulares y pronunciadas: por ejemplo entre el segundo trimestre de 1974 y el segundo trimestre de 1975 las horas extraordinarias por trabajador experimentan una reducción del 33'4%.

El nivel de empleo total en esta rama de actividad oscila en torno a 27.000 trabajadores mostrando una leve tendencia ascendente y una considerable inestabilidad en los primeros años, que se refleja en sus tasas de variación intertrimestral (CUADRO A.3.16. del apéndice de este capítulo).

No se han alcanzado resultados satisfactorios con las distintas variantes del modelo general que se han ensayado. Para exponer los problemas que se han presentado se recogen las dos estimaciones siguientes:

#### ECUACION PPT 1

$$\begin{aligned} \text{PPT}_t = & 7601.59 - 523.465 U_{t-1}^{-1} - 826.151 P_t + 38.7345 P_t^2 \\ & (3.92) \quad (-1.49) \quad (-2.81) \quad (1.86) \\ & + 0.456722 \text{PPT}_{t-1} \\ & (3.42) \\ & (0.1340) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.9063 \quad \bar{R}^2 = 0.8981 \quad F = 111.18 \quad DW = 2.01 \quad K = 0.01$   
 $SE = 323.30$

#### ECUACION PPT 2

$$\begin{aligned} \text{PPT}_t = & 7502.05 - 508.449 U_t^{-1} + 31.0120 E_t - 832.439 P_t \\ & (3.93) \quad (-1.47) \quad (1.51) \quad (-2.93) \\ & + 40.0277 P_t^2 + 0.466576 \text{PPT}_{t-1} \\ & (2.00) \quad (3.48) \\ & (0.1341) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.9094 \quad \bar{R}^2 = 0.8994 \quad F = 90.38 \quad DW = 1.99 \quad K = 0.01$   
 $SE = 321.291$

En ambas ecuaciones el índice del coste de la vida está introducido en forma cuadrática. En la ecuación PPT 1 el parámetro estimado para la variable U que ha sido incluida con un desfase no es significativo, y en la ecuación PPT 2 los parámetros de U, esta vez sin desfase, y de E tampoco llegan a ser significativos. Los residuos de ambas regresiones también presentan problemas, dada sus similitudes solo expondremos el análisis de los residuos de la ecuación PPT 1, - a los que corresponden los GRAFICOS III.54., III.55. y III.56., y el CUADRO 3.24.

CUADRO 3.24.

ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION PPT 1

MEDIA DE LA SERIE = -1.9275       $t = 0.04477$

DESVIACION TIPICA = 307.4314

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 43.0490

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.020	-0.083	0.304	-0.002	
5	6	7	8	
0.152	0.065	-0.126	-0.036	
9	10	11	12	
0.106	-0.071	-0.108	-0.218	
13	14	15	16	17
0.012	0.030	-0.134	-0.031	0.046

VALOR DE  $\chi^2 = 12.3$

SE = 0.140



GRAFICO III.54.

358.

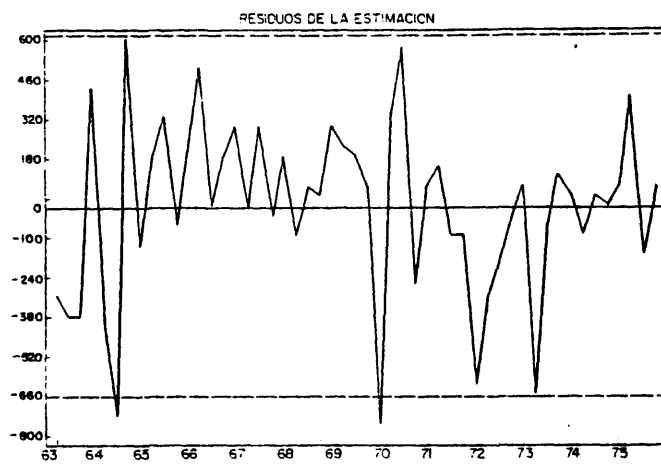


GRAFICO III.55.

FUNCION DE AUTOCORRELACION

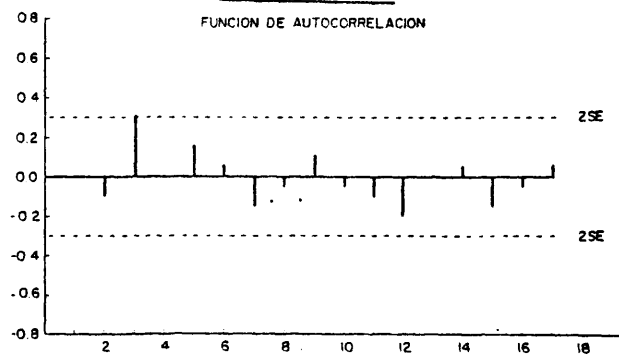
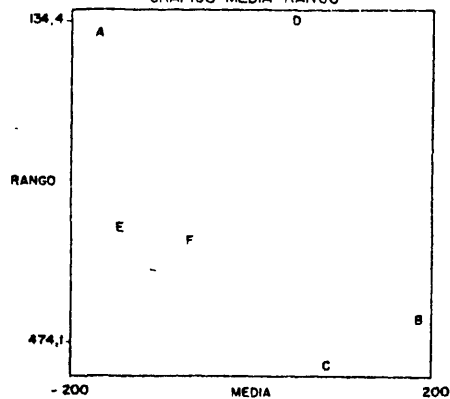


GRAFICO III.56.

GRAFICO MEDIA-RANGO



El perfil de la serie residual presenta una serie de anomalías:

1) Aparecen valores superiores a dos veces el error standar de la - regresión en el tercer trimestre de 1964, primer trimestre de 1970 y segundo trimestre de 1973. 2) El valor medio de los residuos es sensiblemente superior a cero durante el periodo 1965-1969 y sensiblemente negativo en el periodo 1971-1973. 3) El rango de variación, - que puede considerarse como una aproximación al doble de la desviación típica, es considerablemente superior en el primero y cuarto de los subperiodos en que ha sido dividida la muestra para la elaboración del gráfico media-rango. Aunque la primera y la tercera de estas anomalías se corresponden con las irregularidades de la serie de la variable dependiente, la segunda parece indicar que el cambio de tendencia que se produce en la variable dependiente a partir del tercer trimestre de 1970 no ha sido adecuadamente explicado por la ecuación ajustada.

Por otro lado en el CUADRO 3.24. y en el GRAFICO III.55. puede advertirse que el coeficiente de autocorrelación del tercer retardo es significativamente distinto de cero, apareciendo además en el correlograma una cierta estructura que pudiera ser reflejo de un cierto componente estacional, pero que en todo caso indica que las covarianzas de los coeficientes de autocorrelación no son nulas.

Todo ello implica que los supuestos sobre el comportamiento del componente residual del modelo de regresión no se cumplen, y por lo tanto no es posible aceptar los resultados de esta estimación. La - causa más probable de este fracaso es la fuerte presencia de un comportamiento tendencial a partir de 1971 en la serie de la dispersión salarial por categorías profesionales que no es explicado por ninguna de las variables introducidas en la ecuación.

Aunque los resultados globalmente negativos de la experimentación econométrica con estos datos no permiten extraer conclusiones, los signos y valores de los parámetros estimados indican que una posterior mejora en la especificación del modelo podría confirmar la existencia de una sensibilidad de la estructura salarial total de esta rama de actividad al exceso de oferta del mercado de trabajo de carácter anticíclico.

#### 3.3.4.2. Para la estructura salarial de los operarios

Cuando los coeficientes de variación se calculan sobre los salarios medios de las categorías de operarios, el comportamiento de la serie (CUADRO 3.25. y GRAFICO III.57.) es muy diferente al observado en la estructura salarial total. En este caso no aparece el fuerte comportamiento tendencial anterior. La dispersión salarial de las categorías de operarios desciende muy moderadamente hasta 1970, a partir de entonces crece más acentuadamente hasta el segundo trimestre de 1974. El comportamiento de estos datos resulta, en comparación con los datos de la estructura salarial de los operarios de las demás ramas de actividad, bastante regular con la salvedad de la brusca y momentánea reducción de la dispersión salarial que se observa en el cuarto trimestre de 1964 (se reduce en un 21.5% para volver a aumentar en un 31 %), y que en principio habría que atribuir, dada su enorme desproporción, a un error en los datos.

El principal problema que se ha encontrado en la experimentación econométrica con estos datos de dispersión salarial, ha sido el de llegar a resultados aceptables que incorporen algún tipo de especificación dinámica. Ni en los ensayos realizados con polinomios de ALMON, ni con el modelo autorregresivo que ha permitido alcanzar resul

CUADRO 3.25.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DEL PAPEL (VARIABLE PPOP)

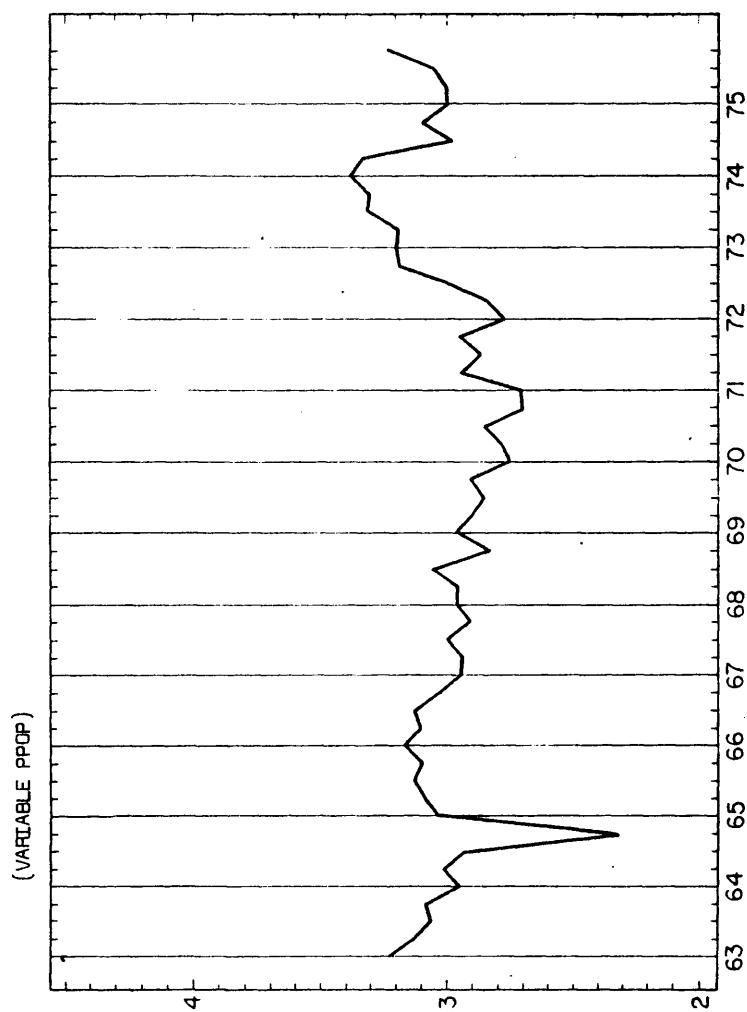
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3224	3129	3051	3084
1964	2946	3012	2931	2319
1965	3041	3080	3130	3093
1966	3170	3102	3134	3030
1967	2942	2930	3008	2915
1968	2965	2964	3062	2831
1969	2967	2903	2867	2927
1970	2765	2780	2851	2705
1971	2719	2943	2877	2955
1972	2775	2840	2988	3188
1973	3191	3180	3310	3299
1974	3383	3333	2976	3093
1975	2995	3002	3047	3203

Fuente : Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III. 57.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DEL PAPEL



tados positivos en otros sectores se ha encontrado una relación significativa con el nivel relativo de paro. Unicamente cuando se incorpora a la ecuación la tasa de variación del nivel relativo de paro - en sustitución de la variable U parece alcanzarse cierta aproximación que no resulta plenamente significativa como puede observarse en los resultados de la siguiente estimación:

ECUACION PPOP 1

$$\text{PPOP}_t = 1482.10 - 4.25205 \text{ TU}_t + 27.4097 \text{ P}_t + 0.461817 \text{ PPOP}_{t-1}$$

(4.14)      (-1.43)      (1.87)      (3.76)  
(0.1228)

$$R^2 = 0.3546 \quad \bar{R}^2 = 0.3134 \quad F = 8.61 \quad DW = 2.24 \quad K = 3.10$$

SE = 150.98 .

Al problema del nivel de significación del parámetro estimado - para la tasa de variación en el nivel relativo de paro hay que añadir los bajos valores de los coeficientes de determinación y del estadístico F que se encuentran en el límite para la aceptación de la existencia de una asociación entre las variables incluidas en la ecuación. En ello influye decisivamente la fuerte aportación del "outlier" del cuarto trimestre de 1964 a la suma de los cuadrados de los residuos. Aunque el análisis de los residuos no presenta problemas, los resultados de esta estimación solo permiten concluir que las especificaciones dinámicas empleadas no han resultado adecuadas.

Sin embargo, al suprimirse todo elemento dinámico en la ecuación el nivel relativo de paro resulta significativo, cuando se incorpora

junto con el índice del coste de la vida en forma cuadrática y el número de horas extraordinarias por trabajador, comp puede verse en la siguiente estimación:

ECUACION PPOP 2

$$\begin{aligned} \text{PPOP}_t = & 1331.30 + 859.169 U_t^{-1} + 413.743 P_t - 24.3939 P_t^2 \\ & (2.01) \quad (5.43) \quad (2.42) \quad (-1.90) \\ & - 0.339865 H_t \\ & (-1.86) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.4422 & \bar{R}^2 &= 0.3947 & F &= 9.31 & DW &= 1.77 \\ SE &= 142.44 \end{aligned}$$

En esta estructura de la ecuación todos los parámetros resultan significativos y los valores de los coeficientes de determinación y del estadístico F han aumentado. Los residuos de esta regresión aparecen en el GRAFICO III.58., donde puede verse la fuerte incidencia de la brusca reducción de la dispersión salarial que se registra en el cuarto trimestre de 1964. El análisis de la serie residual se recoge en el CUADRO 3.26, al que corresponden el correlograma del GRAFICO III.59 y la relación media-rango del GRAFICO III.60. Ni la media de los residuos ni ninguno de los coeficientes de autocorrelación son significativamente distintos de cero, y el correlograma no presenta una estructura definida, aunque el valor del coeficiente de autocorrelación correspondiente al cuarto retardo puede indicar la presencia de cierta estacionalidad en los residuos.

CUADRO 3.26.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION PPOP 2

MEDIA DE LA SERIE = -0.0077      t = 0.0004

DESVIACION TIPICA = 135.4585

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 18.7847

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
0.088	-0.051	0.068	-0.178	
5	6	7	8	
0.021	0.015	-0.266	-0.115	
9	10	11	12	
0.007	-0.081	-0.103	-0.034	
13	14	15	16	17
-0.100	-0.023	-0.014	0.071	0.052

VALOR DE  $\chi^2 = 8.7$ 

SE = 0.139

---

La interpretación de estos resultados debe de realizarse con la cautela y provisionalidad exigida por el carácter estático de la relación estimada. Esta estimación constituye la única en la que el signo del parámetro de la variable U indica una relación de carácter procíclico contrario a las hipótesis teóricas formuladas al respecto. Además el valor de este parámetro da lugar a una elasticidad con relación a U en el punto medio de -0.2052 que resulta muy elevada en comparación con los valores estimados en otros sectores. Sin embargo



GRAFICO III.58.

366.

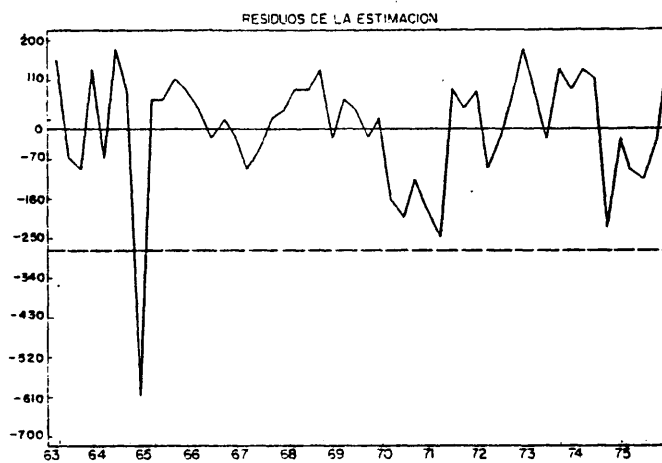


GRAFICO III.59.

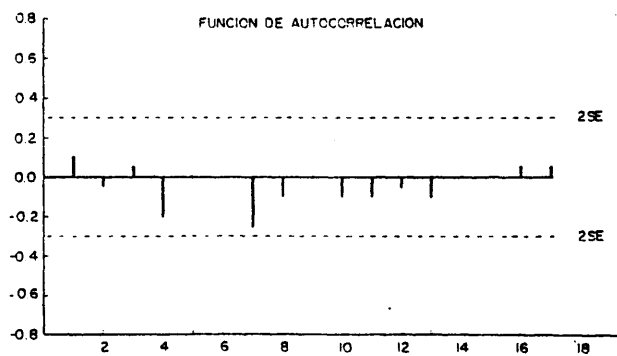
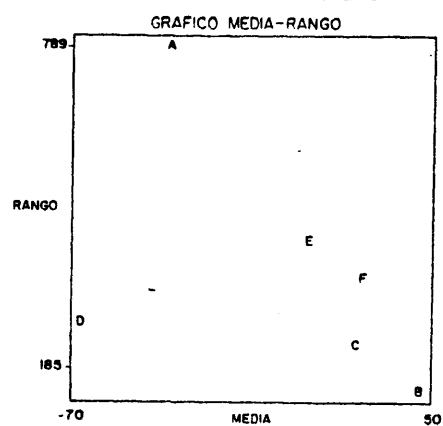


GRAFICO III.60.



debe tenerse en cuenta que la relación procíclica entre la dispersión salarial y el nivel relativo de paro está referida al coeficiente de variación de los salarios medios de cinco categorías profesionales y que por lo tanto no se puede determinar a este nivel de agregación las causas de la inversión en la relación prevista.

Los signos de los parámetros estimados para  $P$  y para  $P^2$  en esta ecuación implican que la estructura salarial de los operarios registra durante la mayor parte del periodo ensanchamientos provocados por las distintas velocidades de reacción frente a la tasa de variación del índice del coste de la vida, pero que dicho efecto se va reduciendo conforme la tasa de inflación va siendo mayor hasta llegar a que en los últimos tres trimestres del periodo predomine el efecto contrario. Según este resultado los mecanismos de "subidas lineales" supuestos por KNOWLES y ROBERTSON solo llegan a predominar en el comportamiento de la estructura salarial a tasas muy elevadas de inflación. Por último, la ecuación PPOP 2 refleja la existencia de una relación significativa entre la dispersión de los salarios medios de los operarios de esta rama de actividad y la intensidad en la realización de horas extraordinarias, de manera que según el signo del parámetro estimado para la variable  $H$  el mayor número de horas extraordinarias por trabajador contribuye, al afectar más significativamente a los salarios más bajos, a reducir el nivel de dispersión salarial.

3.3.5. La dispersión salarial por categoría profesionales en la rama del Textil.

3.3.5.1. Para la estructura salarial total.

La serie de la dispersión salarial calculada sobre los datos - desestacionalizados para el conjunto de la estructura salarial de esta rama de actividad es la del CUADRO 3.27, que aparece representada en el GRAFICO III.61. Las oscilaciones en el nivel de dispersión - son moderadas, aunque aparece una brusca y momentánea contracción en el tercer trimestre de 1.964. La aparición de valores atípicamente bajos en el nivel de dispersión salarial en las observaciones correspondientes al tercer o cuarto trimestre de 1.964 es un fenómeno que, como habrá podido comprobarse, se repite en un cierto número de las series de dispersión analizadas. A ello pueden contribuir dos fenómenos: el primero de ellos es de carácter estadístico y se refiere a la menor representatividad de los datos de la encuesta de salarios - en los primeros años de su elaboración, que se manifiesta en una mayor inestabilidad durante esos años en todas las series extraídas de la encuesta de salarios, y por lo tanto en las series calculadas de la dispersión salarial; el segundo fenómeno podría ser la incidencia de la instauración legal del Salario Mínimo Interprofesional garantizado que se realiza en el segundo trimestre de dicho año. Sin embargo el carácter momentáneo que dicha perturbación tiene en todos los casos, recuperándose en el trimestre siguiente el nivel de - dispersión salarial anterior, implicaría que la incidencia de la - instauración del SMIG sobre los salarios más bajos es transmitida - al resto de los salarios de la jerarquía de la rama de actividad - con el retraso de un solo trimestre, volviéndose a la estructura salarial de partida. Esta hipótesis parece un poco forzada por lo -

CUADRO 3.27COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADEL TEXTIL (VARIABLE TXT)

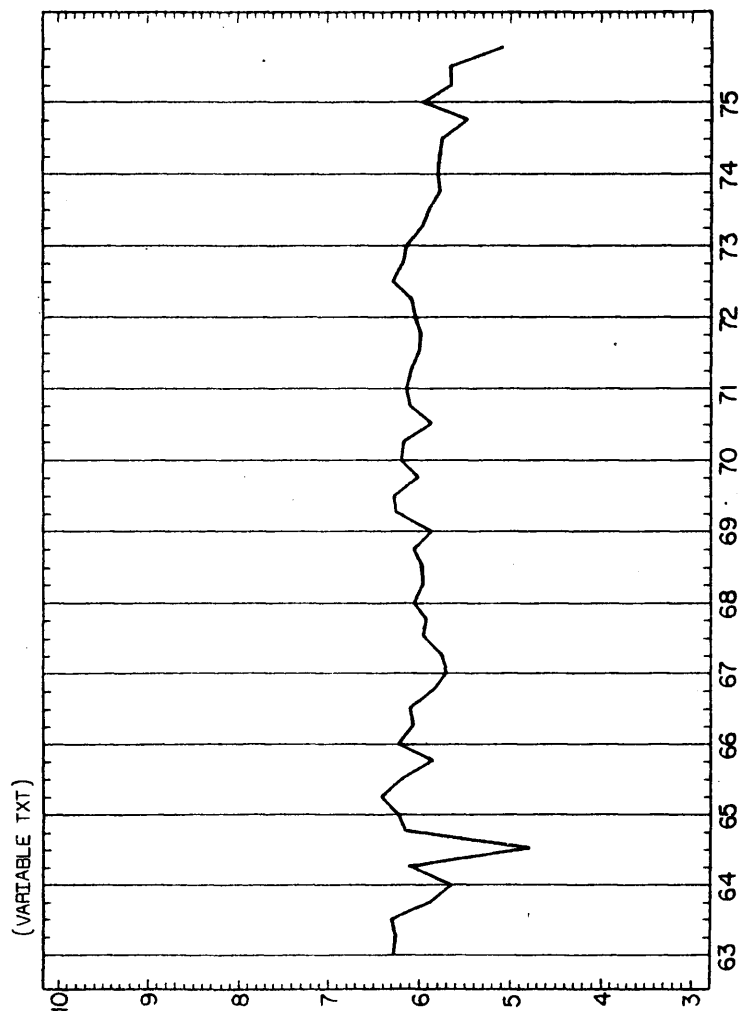
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	6274	6243	6299	5856
1964	5635	6129	4795	6148
1965	6211	6413	6194	5868
1966	6225	6074	6109	5831
1967	5703	5745	5964	5931
1968	6073	5944	5989	6074
1969	5875	6250	6277	5996
1970	6201	6173	5843	6111
1971	6149	6072	6007	5989
1972	6033	6088	6295	6171
1973	6132	5959	5890	5752
1974	5798	5774	5735	5467
1975	5955	5620	5638	5073

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III. 61.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DEL TEXTIL.



que es preferible imputar dichas perturbaciones a errores en los datos estadísticos.

Por lo demás esta serie oscila moderadamente en torno a un nivel de dispersión salarial que se mantiene constante hasta 1.973, iniciándose entonces una leve reducción en el abanico salarial total. Por último es necesario advertir que dada la importancia del empleo femenino en esta rama de actividad, la medida de dispersión salarial empleada, que se ha calculado en todos los casos sobre los salarios medios de los varones, prescindiendo de los salarios medios de las mujeres para aquellas categorías en las que la encuesta de salarios facilita unas estimaciones de los salarios medios diferenciados por sexos, puede verse seriamente afectada en su carácter representativo de la estructura salarial de la rama.

El nivel de empleo total en esta rama de actividad presenta unas nitidas oscilaciones de carácter cíclico en torno a una tendencia ligeramente decreciente. Durante el año 1.963 se registran cambios muy bruscos de un trimestre a otro. A partir de 1.964 la serie se estabiliza iniciándose un descenso en el nivel de empleo, que se mantiene hasta el tercer trimestre de 1.968. En el primer trimestre de 1.971 se inicia una fase de expansión que dura hasta el cuarto trimestre de 1.973. A partir de entonces el nivel de empleo vuelve a descender. Las tasas de variación intertrimestral de esta variable se recogen en CUADRO A.3.17. del apéndice.

Los datos del número de horas extraordinarias por trabajador empleado de esta rama de actividad reflejan una intensidad relativamente muy baja en su utilización, aun cuando va aumentando a lo largo del periodo. Las variaciones alrededor de la tendencia no parecen seguir ningún tipo de fluctuación cíclica. La serie de la varia

ble H para esta rama de actividad aparece en el CUADRO A.3.33. del apéndice.

En este sector no se han alcanzado resultados positivos con ecuaciones que incorporen ciertas estructuras de retrasos. Algunos de los ensayos realizados con polinomios han superado todos los tests econométricos pero los parámetros estimados para los valores retrasados de una misma variable presentan en todos los casos el problema de la inversión de los signos. Así el resultado del ensayo con polinomios de tercer grado para dos retrasos en las variables U, P y  $P^2$  ha producido los siguientes resultados:

$$V = C + \sum_{i=0}^2 a_i U_{t-i}^{-1} + \sum_{i=0}^2 b_i P_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_i P_{t-i}^2$$

$$C = 7245.86 \text{ (11.62)}$$

RETRASOS	a	b	c
0	-1335.0 (-2.16)	-10670.0 (-5.70)	854.7 (5.40)
1	3719.0 (3.76)	16680.0 (5.00)	-1206.0 (-4.25)
2	-3533.2 (-5.46)	-5836.0 (-2.71)	298.3 (1.48)
SUMA DE LOS COEFICIENTES	-1149.16	170.477	-53.0942
$R^2 = 0.7295 \quad \bar{R}^2 = 0.6687 \quad F = 11.99 \quad DW = 2.03$ $SE = 169.38$			

Como puede verse, a pesar de que los parámetros estimados resultan significativos y los restantes tests den resultados positivos, la inversión del signo de los parámetros estimados para los sucesivos retrasos de una misma variable explicativa así como la brusca oscilación en los valores de los mismos implicaría una estructura de retrasos de difícil justificación.

Por otro lado el método más simple y que habitualmente ha dado mejores resultados en los restantes sectores, de incluir la variable independiente desfasada como mecanismo para recoger la influencia retrasada de las variables explicativas, tampoco ha producido resultados positivos. Los ensayos con este tipo de estructura en este sector presentan en muchos casos problemas de autocorrelación en los residuos y en los restantes casos el parámetro de  $U$  no resulta significativo, no pareciendo afectar su inclusión en las ecuaciones a los parámetros de las restantes variables.

Se han alcanzado algunos resultados con ecuaciones que no incorporan ningún tipo de retrasos. Así, por ejemplo, la relación entre la dispersión salarial correspondiente a la estructura total y la tasa de variación del nivel relativo de paro, la tasa de variación del empleo sectorial y la tasa de variación del índice del coste de la vida ha producido los siguientes resultados:

#### ECUACION TXT 1

$$TXT_t = 6283.52 - 10.6362 TU_t - 34.1082 E_t - 59.0359 P_t$$

$$(48.71) \quad (-2.11) \quad (-1.92) \quad (-2.42)$$

$$R^2 = 0.2655 \quad \bar{R}^2 = 0.2186 \quad F = 5.66 \quad DW = 1.86$$

$$SE = 260.022$$



En esta estimación los contrastes sobre la significación de los parámetros dan resultados positivos, pero los valores de los coeficientes de determinación y del estadístico F son bajos y sólo pueden aceptarse a un nivel de significación del 0.10. Sin embargo, hay que tener en cuenta que la suma de los cuadrados de los residuos está fuertemente afectada por la brusca contracción de la dispersión salarial que se experimenta en el tercer trimestre de 1.964, y que no es explicada por ninguna de las variables introducidas en el modelo.

Por eso, aunque sea con todas las reservas necesarias, merece la pena pasar al análisis de los residuos y a la interpretación de los parámetros estimados. Los residuos de la regresión se han representado en el GRAFICO III.62., y su análisis aparece en CUADRO 3.28. La media no es significativamente distinta de cero. El estadístico BOX-PIERCE permite la aceptación de la hipótesis de ruido blanco. El gráfico media-rango (GRAFICO III.64) está fuertemente condicionado por el residuo del tercer trimestre de 1.964, pero no presenta signos de heterocedasticidad. Y el correlograma (GRAFICO III.63) no tiene una estructura definida. Desde el punto de vista de los residuos, los resultados de la estimación son positivos a pesar de la simplicidad de la estructura de la ecuación, aunque la influencia de la contracción de la dispersión salarial en el tercer trimestre de 1.964 aconseja la reestimación del modelo con un tratamiento adecuado para esa observación.

La interpretación de los resultados, cuando no se ha encontrado significación al nivel relativo de paro pero sí a su tasa de variación, resulta difícil. Por un lado la significación de la tasa de variación del nivel relativo de paro, debe ser interpretada únicamente como mera aproximación a la estructura dinámica de la relación en

GRAFICO III.62.

375.

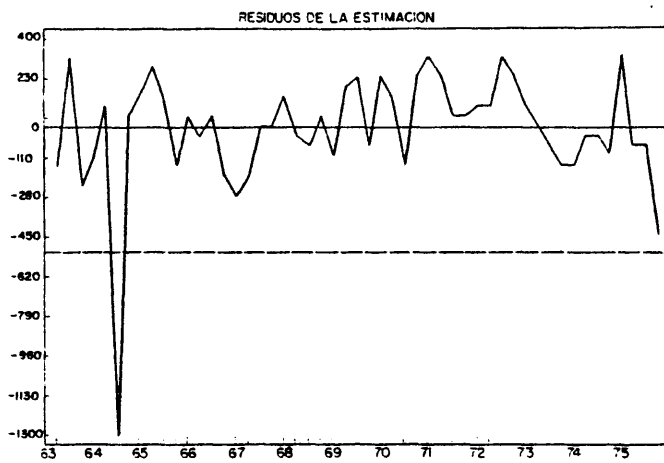


GRAFICO III.63.

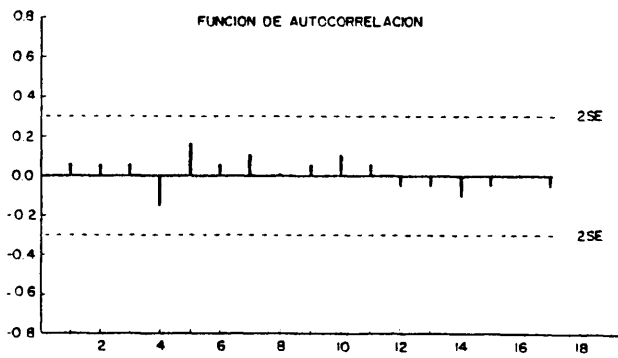
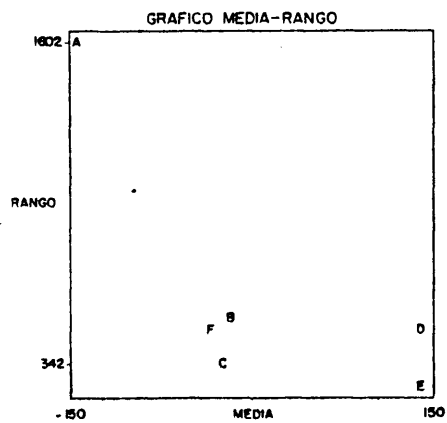


GRAFICO III.64.



CUADRO 3.28.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION TXT 1MEDIA DE LA SERIE = 0.0137       $t = 0.0003$ 

DESVIACION TIPICA = 249.5878

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 34.9493

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
0.030	0.046	0.027	-0.168	
5	6	7	8	
0.161	0.026	0.081	0.011	
9	10	11	12	
0.039	0.115	0.038	-0.041	
13	14	15	16	17
-0.032	-0.094	-0.063	-0.005	-0.059

VALOR DE  $\chi^2 = 5.1$ .      SE = 0.140

---

tre la dispersión salarial y el indicador del ciclo económico en el mercado de trabajo que no se ha logrado encontrar con las estructuras dinámicas ensayadas. Y en segundo lugar, el signo del parámetro estimado para la tasa de variación del nivel relativo de paro no puede indicar, por sí solo, si la evolución de la dispersión salarial por categorías profesionales sigue una pauta de comportamiento procíclico o anticíclico. En este caso existen ciertos indicios de que la dispersión salarial de la estructura total de este sector

pueda guardar alguna relación con el nivel relativo de paro, pero la simplicidad de la estructura de la ecuación estimada no permite obtener una conclusión sobre el carácter de dicha relación.

El signo del parámetro estimado para la variable E indica, en este caso, la existencia de una relación inversa entre el nivel de dispersión salarial y el dinamismo de la demanda sectorial de trabajo medido por la tasa de variación del empleo total. Dicha relación, que confirmaría la mayor sensibilidad de los salarios más bajos al dinamismo de la demanda de trabajo sectorial, resulta en este caso altamente significativa, dado el carácter cíclico que se observa en la serie de empleo total de esta rama de actividad. De todas formas los valores de la elasticidad de la dispersión salarial con relación a la tasa de variación del empleo sólo alcanza valores significativos en aquellos trimestres en que se producen variaciones en el empleo más intensas.

El parámetro de P, que aparece en forma lineal en la ecuación TXT 1, indica que la incidencia de los mecanismos de "subidas lineales" provocan reducciones de las diferencias salariales por categorías profesionales ante las elevaciones en la tasa de variación del índice del coste de la vida, de conformidad con las hipótesis teóricas formuladas. Sin embargo, este resultado debe matizarse con los resultados obtenidos con la variable P en forma cuadrática:

#### ECUACION TXT 2

$$\text{TXT}_t = 4899.32 - 35.0033 E_t + 455.423 P_t - 44.6654 P_t^2$$

(11.22)   (-2.10)        (2.90)        (-3.80)

$$R^2 = 0.3541 \quad \bar{R}^2 = 0.3128 \quad F = 8.59 \quad DW = 2.00$$

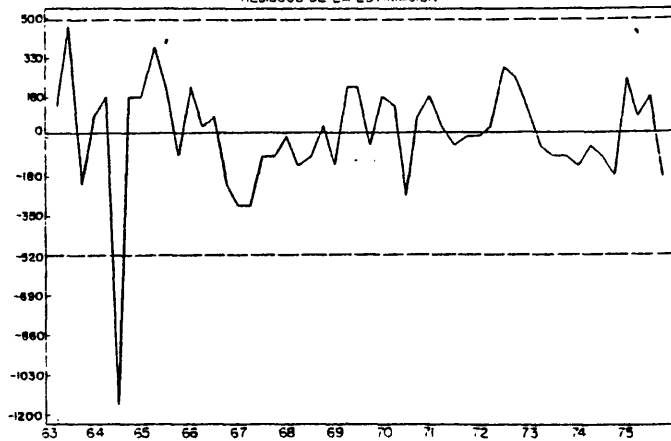
$$SE = 243.84$$

La introducción de la variable  $P$  en forma cuadrática mejora los valores de los coeficientes de determinación, pero la tasa de variación del nivel relativo de  $P$  deja de ser significativa con esta nueva estructura de la ecuación. Los parámetros de esta estimación resultan significativos, y el análisis de los residuos (GRAFICO III.65) ha producido los resultados que se recogen en el CUADRO 3.29. El valor de la media es plenamente aceptable y el valor del estadístico BOX-PIERCE es muy bajo. El gráfico media-rango (GRAFICO III.67) está influenciado por el valor atípico del residuo del tercer trimestre de 1.963, pero no presenta síntomas de heterocedasticidad.

Sin embargo, la serie residual presenta algunos problemas. Por un lado la media local de la serie deambula siguiendo unas ciertas oscilaciones que podrían suponer la presencia de no estacionariedad. Por ello mismo aparecen un número de puntos de giro algo inferior a los que se derivan según el test de KENDAL para procesos del tipo ruido blanco. Por otro lado, en el correlograma (GRAFICO III.66) se aprecia un valor relativamente alto en el coeficiente de correlación correspondiente al cuarto retardo que podría ser indicio de la persistencia de un componente estacional en el comportamiento de los residuos. La función de autocorrelación parcial, representada en el GRAFICO III.68, confirma este indicio. Como puede observarse, el valor del coeficiente de autocorrelación parcial correspondiente al cuarto retardo es significativamente distinto de cero, apareciendo valores con el mismo signo, que siguen una relación exponencial decreciente en los retardos ocho y doce. Todo ello permite identificar la existencia de un proceso de media móvil estacional de primer orden con parámetro positivo en el comportamiento de la parte residual del modelo de regresión, que impide considerar como satisfactoria esta estimación. Conviene señalar que al realizarse el análisis de regresión con datos desestacionalizados no se puede interpre-

GRAFICO III.65.

RESIDUOS DE LA ESTIMACION



379.

GRAFICO III.66.

FUNCION DE AUTOCORRELACION

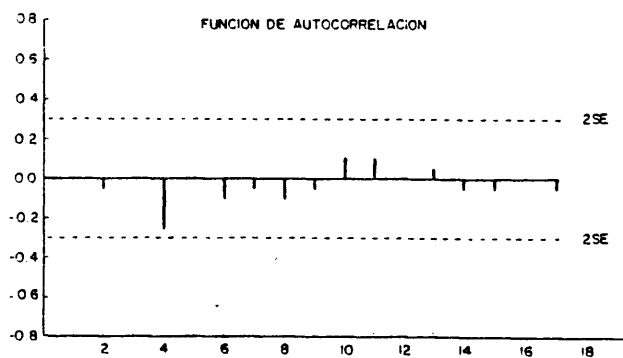
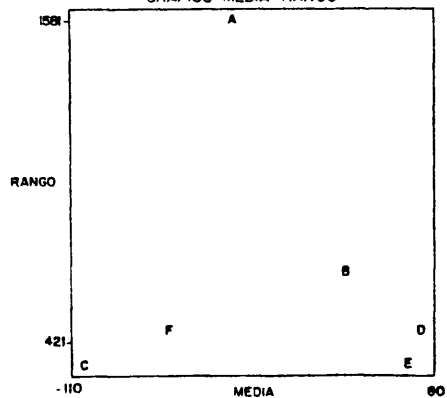
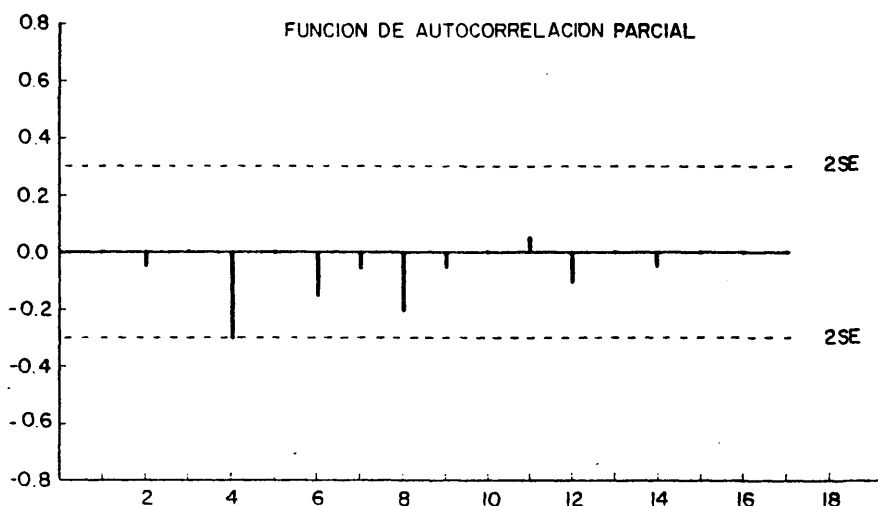


GRAFICO III.67.

GRAFICO MEDIA-RANGO





tar este comportamiento estacional de los residuos ni tiene sentido proceder a su modelización, pues este comportamiento estacional es el componente final de la desestacionalización por el procedimiento X-11 de todas las variables que integran la ecuación.

La estimación de la ecuación TXT 2 sólo aporta, en relación a los resultados obtenidos en la ecuación TXT 1, el conocimiento de la relación del nivel de dispersión salarial de este sector con la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática. En esta ecuación el parámetro de  $P$  es positivo y el de  $P^2$  es negativo, de manera que dados sus valores respectivos, el efecto total de la variación en el nivel de los precios al consumo contribuye a la ampliación de las diferencias salariales para tasas de inflación inferiores al 5,10 % y contribuye, por el contra-

CUADRO 3.29.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION TXT 2

MEDIA DE LA SERIE = 0.0568      t = 0.0017

DESVIACION TIPICA = 233.9104

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 32.7540

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.007	-0.030	0.023	-0.275	
5	6	7	8	
-0.019	-0.111	0.042	-0.089	
9	10	11	12	
-0.026	-0.100	0.094	0.013	
13	14	15	16	17
0.037	-0.050	-0.053	0.022	-0.027

VALOR DE  $\chi^2 = 6.5.$ 

SE = 0.140

---

rio, a su progresiva reduccion para tasas de inflacion superiores a dicho valor, siendo más intenso dicho efecto cuanto mayor va siendo la tasa de inflacion. Asi mientras la elasticidad del coeficiente de variación de los salarios medios de las categorias profesionales correspondientes a la estructura total con relación a la tasa de variación del índice del coste de la vida es en sus valores medios de



-0.0038 en la última observación del periodo alcanza -0.5422.

No se han alcanzado resultados positivos en este caso en ninguno de los ensayos realizados con ecuaciones que incluyesen el número de horas extraordinarias por empleado como variable independiente.

Dada la enorme importancia del residuo correspondiente al tercer trimestre de 1.964 ha parecido conveniente realizar la regresión con la inclusión de una variable artificial de tipo impulso que recoja la brusca contracción en el nivel de dispersión salarial que la serie experimenta en dicho momento. Los resultados alcanzados con esta nueva especificación son los siguientes:

#### ECUACION TXT 3

$$\begin{aligned} \text{TXT}_t &= 6427.67 - 9.9861 \text{ TU}_t - 81.5623 \text{ P}_t - 1359.46 \text{ D} \\ &\quad (68.02) \quad (-2.77) \quad (-4.60) \quad (-7.07) \\ R^2 &= 0.6165 \quad \bar{R}^2 = 0.5919 \quad F = 25.18 \quad DW = 1.52 \\ SE &= 187.90 \end{aligned}$$

#### ECUACION TXT 4

$$\begin{aligned} \text{TXT}_t &= 6406.89 - 11.2026 \text{ TU}_t - 32.4480 \text{ E}_t - 77.5074 \text{ P}_t \\ &\quad (71.85) \quad (-3.28) \quad (-2.68) \quad (-4.63) \\ &\quad -1350.56 \text{ D} \\ &\quad \quad \quad (-7.47) \\ R^2 &= 0.6683 \quad \bar{R}^2 = 0.6394 \quad F = 23.17 \quad DW = 1.45 \\ SE &= 176.62 \end{aligned}$$

ECUACION TXT 5

$$\text{TXT}_t = 6853.94 - 393.89 U_t^{-1} - 12.1957 \text{ TU}_t - 37.0658 E_t$$

(33.68)      (-2.41)      (-3.72)      (-3.18)

$$- 105.579 P_t - 1342.83 D$$

(-5.36)      (-7.81)

$$R^2 = 0.7064 \quad \bar{R}^2 = 0.6738 \quad F = 21.66 \quad DW = 1.68$$

$$SE = 168.00$$

D es la variable artificial para el tercer trimestre de 1964. Como puede observarse en las tres ecuaciones la inclusión de la variable artificial produce una sustancial mejora en los resultados obtenidos. Con esta modificación los coeficientes de determinación son considerablemente más elevados y el error estandar de la regresión notablemente inferior. En las tres ecuaciones todos los parámetros estimados resultan significativos. La ecuación TXT 5 en la que intervienen el nivel relativo de paro y su tasa de variación conjuntamente como variables explicativas, es la que parece preferible. Los residuos de esta estimación, que se han representado en el GRAFICO III.69, presentan ciertas oscilaciones cíclicas con valores máximos en el tercer trimestre de 1.963, segundo de 1.965, primero de 1.971 y primero de 1.975. Sin embargo, los valores de los coeficientes de autocorrelación (CUADRO 3.30 y GRAFICO III.70) permiten la aceptación de la hipótesis de ausencia de autocorrelación serial. La autocorrelación correspondiente al primer desfase estacional desaparece al conseguirse el residuo atípico del tercer trimestre de 1.964.

GRAFICO III.69.

384.

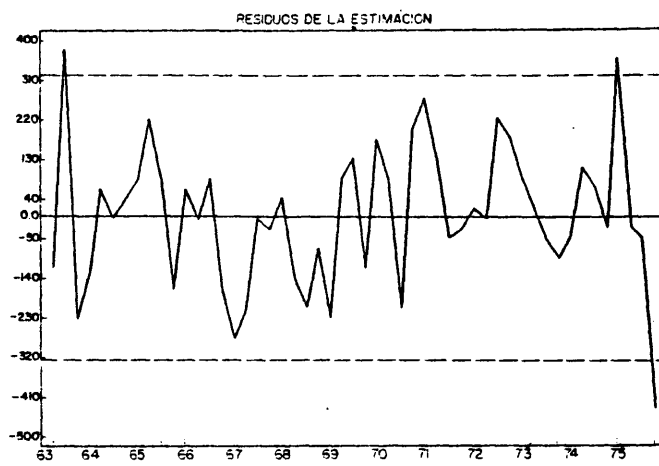


GRAFICO III.70.

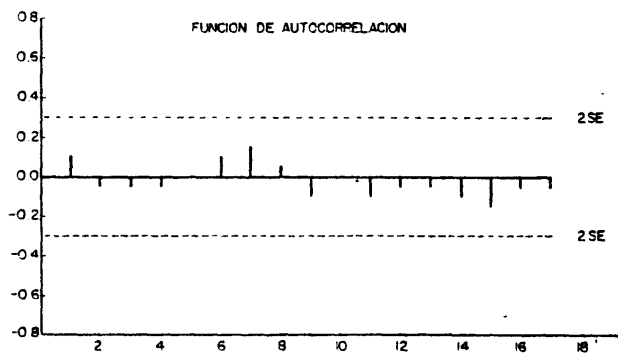
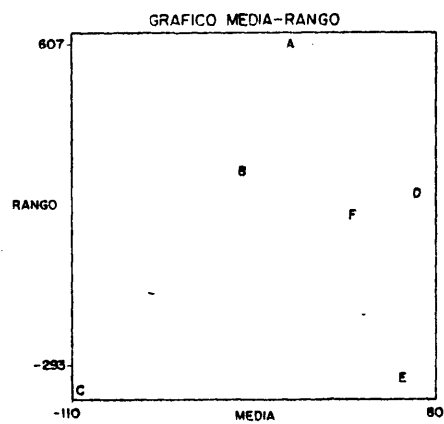


GRAFICO III.71.



CUADRO 3.30.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION TXT 5.

MEDIA DE LA SERIE = -0.001961      t = -0.000089

DESVIACION TIPICA = 157.81

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 22.10

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION.

1	2	3	4	
0.082	-0.036	-0.028	-0.064	
5	6	7	8	
0.011	0.082	0.155	0.067	
9	10	11	12	
-0.113	-0.015	-0.115	-0.055	
13	14	15	16	17
-0.033	-0.082	-0.171	-0.046	-0.042

$\chi^2 = 6.0$

SE = 0.140

---

La intervención de la serie de la variable dependiente mediante una variable artificial que corrige la brusca y momentánea contracción de la dispersión salarial del tercer trimestre de 1.964, atribuible en principio a un error en los datos, permite establecer una relación significativa entre los abanicos salariales de este sector y el nivel relativo de paro de carácter anticíclico. Este resultado tiene cierta importancia como ejemplo de las posibilidades

des de mejorar los resultados obtenidos en otros sectores a partir de una adecuada intervención de las fuertes irregularidades que - con frecuencia aparecen en las series de dispersión salarial.

#### 3.3.5.2. Para la estructura salarial de los operarios.

La serie trimestral de los coeficientes de variación calculados sobre los salarios medios de las categorías de operarios aparece en el CUADRO 3.31. y en el GRAFICO III.72. La serie presenta - oscilaciones de carácter errático muy frecuentes. Aunque la intensidad relativa de estas oscilaciones erráticas es inferior a la observada en otras series de dispersión salarial su importancia en - la varianza total de la serie es en este caso muy grande. La ausencia de componentes cíclicos o tendenciales apreciables en su - evolución llevan a pensar que al menos hasta 1.972 el componente errático es el dominante.

La enorme estabilidad en la media local del nivel de dispersión salarial durante todo el periodo y la importancia relativa de las oscilaciones erráticas justifican que no se hayan alcanzado resultados positivos en ninguno de los ensayos realizados en el análisis de regresión al utilizar estos coeficientes de variación como variable dependiente. Aunque estos resultados negativos no permiten desde el punto de vista econométrico establecer conclusión alguna, la mera observación de la serie permite afirmar que la estructura salarial de las categorías de operarios en esta rama de actividad ha mantenido una evolución considerablemente insensible a las condiciones cambiantes del mercado de trabajo a nivel agregado y a las oscilaciones de carácter cíclico que la demanda de tra-

CUADRO 3.31.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERA-RIOS DE LA RAMA DEL TEXTIL (VARIABLE TXOP)

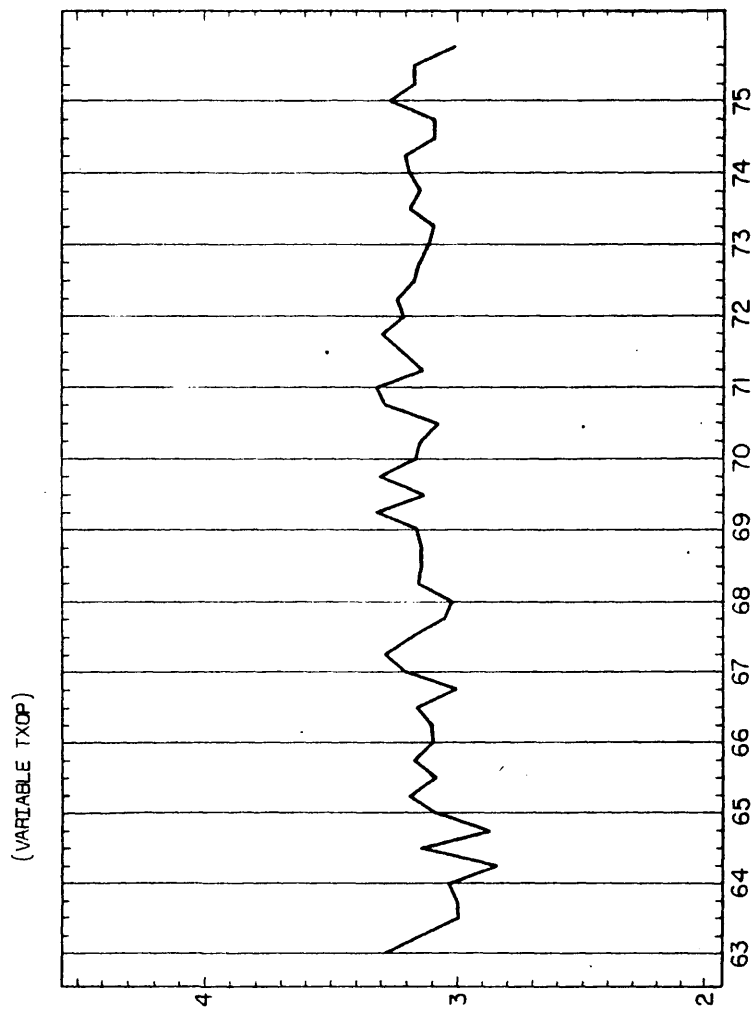
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3285	3142	2990	3003
1964	3037	2841	3149	3876
1965	3094	3192	3088	3173
1966	3102	3109	3161	3012
1967	3217	3287	3176	3057
1968	3021	3155	3145	3140
1969	3161	3320	3130	3312
1970	3167	3147	3071	3283
1971	3310	3138	3218	3297
1972	3215	3233	3168	3141
1973	3113	3093	3185	3142
1974	3184	3202	3089	3089
1975	3265	3166	3172	3012

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.72.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DEL TEXTIL



bajo de este sector ha experimentado durante el periodo. La evolución seguida por esta serie podría avalar la hipótesis de un comportamiento exógeno de este componente de la estructura salarial - de este sector, determinado a nivel institucional con relativa independencia de la influencia de las fuerzas del mercado.

Esta hipótesis no contradice el resultado obtenido a nivel de la estructura salarial total, en la que al menos parece existir — evidencia de una relación entre la dispersión salarial y el dinamismo sectorial de la demanda de trabajo, pues el rango de calificaciones incluido dentro de la estructura de operarios es considerablemente inferior al rango de calificaciones incluido en la estructura total, y los mecanismos de internalización del mercado — pueden haber afectado menos intensamente a las categorías de empleados. En todo caso sería necesario realizar un análisis con una — metodología distinta a la empleada en este trabajo, sobre las posibles relaciones de las oscilaciones que se producen en la serie — con la sucesión de los fenómenos institucionales significativos en la determinación de los salarios de esta rama de actividad.

### 3.3.6.- La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de la Madera.

#### 3.3.6.1. Para la estructura salarial total.

La serie de los coeficientes de variación de los salarios medios de la estructura total es la del CUADRO 3.32. y aparece representada en el GRAFICO III.73. Esta serie tienen una fuerte tendencia descendente de manera que entre la primera y la última observa



ción del periodo se produce una reducción en el nivel de dispersión salarial del 55,4 %. Las oscilaciones en torno a la tendencia son bastante pronunciadas y erráticas, especialmente durante los tres primeros años del periodo, registrándose la contracción más fuerte del abanico salarial en el tercer trimestre de 1.964.

El nivel de empleo en esta rama de actividad oscila en torno a los 9.000 trabajadores, con una tendencia ligeramente ascendente hasta 1.974. Las oscilaciones son también más pronunciadas en los datos de los tres primeros años y en el resto del periodo parecen seguir un cierto proceso cíclico con algunas irregularidades. Las tasas de variación intertrimestral del empleo total se recogen en CUADRO A. 3.18. del apéndice.

La intensidad de las horas extraordinarias es relativamente baja en este sector y presenta una cierta tendencia a su crecimiento que se intensifica al final del periodo. La serie del número de horas extraordinarias por trabajador (CUADRO A. 3.34. del apéndice) presenta una clara ruptura a finales de 1.965, que afecta tanto al nivel de la serie como a su varianza. Durante esos tres primeros años las oscilaciones son bruscas e intensas de forma sistemática.

La inestabilidad durante los tres primeros años del periodo de las tres series comentadas de este sector parece ser un claro indicio sobre la existencia de serios problemas en la rotación de la muestra que afecta a la representatividad de las doce primeras observaciones de todas las variables sectoriales que entran en el análisis de regresión.

CUADRO 3.32.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADE LA MADERA (VARIABLE MDI)

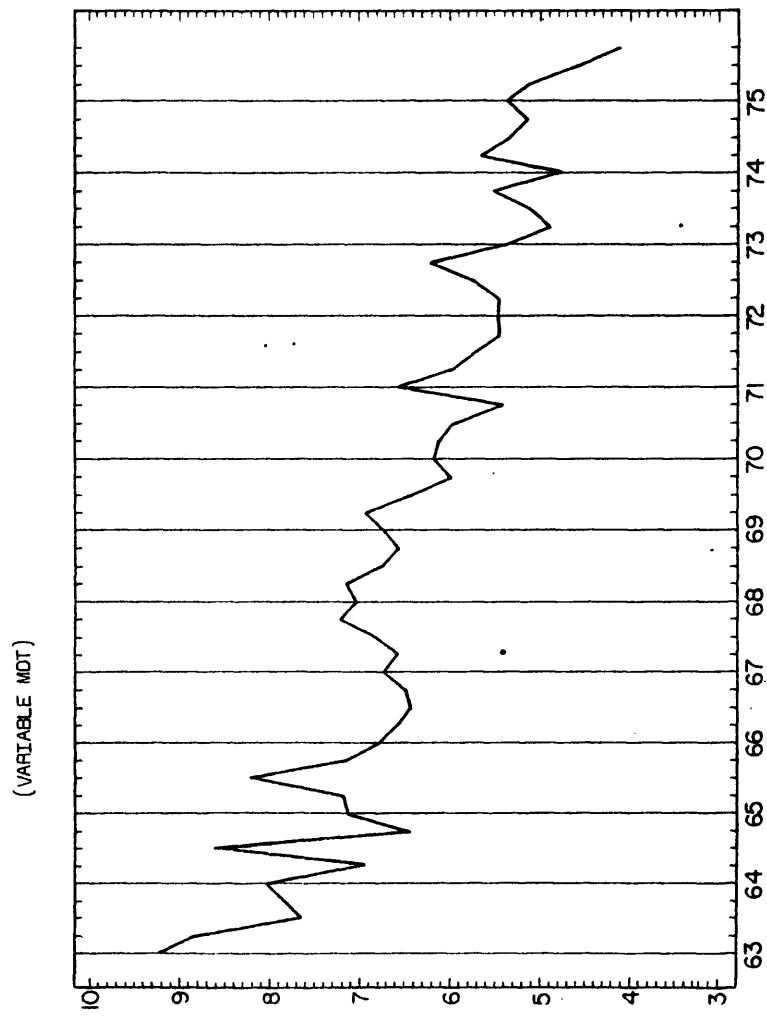
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	9214	8821	7633	7817
1964	8031	6944	8611	6410
1965	7133	7180	8214	7134
1966	6795	6552	6424	6492
1967	6724	6579	6824	7216
1968	7018	7140	6722	6541
1969	6731	6943	6411	5982
1970	6199	6119	5975	5401
1971	6557	5960	5705	5448
1972	5473	5454	5751	6213
1973	5362	4896	5100	5511
1974	4751	5684	5351	5155
1975	5375	5115	4594	4112

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.73.

DISPERSTION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE LA MADERA.



En estas condiciones las diversas especificaciones empleadas - en el análisis de regresión no han proporcionado ningún resultado - positivo. Únicamente parece conseguirse cierta aproximación con - alguna de las ecuaciones que incorporan en una estructura lineal - la tasa de variación del nivel relativo de paro. A título de ejemplo incluimos los resultados de la siguiente estimación:

ECUACION MDT 1

$$MDT_t = 8503.80 + 11.9464 TU_t - 597.280 P_t + 2.48612 H_t$$

(27.71)    (1.31)    (-13.45)    (3.88)

$$R^2 = 0.8008 \quad \bar{R}^2 = 0.7881 \quad F = 62.97 \quad DW = 1.76$$

$$SE = 472.85$$

---

En esta estimación el parámetro de la variable TU no resulta - significativo y el error estandar de la regresión es el 7,5 % del - valor medio de la variable dependiente. Por ello aunque el análisis de los residuos no presenta, en esta ocasión, problemas especiales la estimación no resulta aceptable. Por otro lado, hay que tener en cuenta que dado el fuerte comportamiento tendencial de la variable dependiente el posible significado del parámetro que se pueda estimar para la variable P en ecuaciones similares a ésta se verá fuertemente distorsionado.

3.3.6.2. Para la estructura salarial de los operarios.

Los datos de la dispersión salarial referida a los salarios me

dios de las categorías de operarios aparecen en el CUADRO 3.33., y se han representado en el GRAFICO III. 74. El perfil de esta serie presenta fuertes oscilaciones, con dos bruscos cambios de nivel. Así entre el primero y el segundo trimestre de 1964 la dispersión salarial registra un aumento de 18,8 % manteniéndose, con bruscas alteraciones en un nivel relativamente alto hasta el 2º trimestre de 1970, sufriendo una reducción del 18,7 % el trimestre siguiente. A partir de entonces la dispersión salarial se mantiene, con bastantes irregularidades a un bajo nivel hasta la última observación del periodo. Este tipo de no estacionariedad en la existencia de serios problemas de representatividad en los datos de la Encuesta de Salarios referentes a este sector.

Resulta difícil de aceptar que este tipo de oscilaciones en la dispersión salarial pueden deberse a cambios reales en la estructura salarial inducidos por factores económicos e institucionales, sobre todo si se tienen en cuenta que la estabilidad relativa de las diferencias salariales tiene un soporte teórico sólido y una amplia evidencia empírica a su favor. La irregularidad de esta serie de dispersión salarial podría obedecer a la escasa representatividad de los datos salariales desagregados en una rama de actividad con un número de empleados reducido y con una estructura empresarial muy atomizada. Como se indicó en las primeras páginas de este capítulo, los problemas de representatividad de los datos desagregados por categorías profesionales se ven considerablemente agravados en aquellas ramas de actividad con un nivel de empleo bajo. Igualmente, los problemas de la inadecuada rotación de la muestra en los primeros años en la elaboración de la encuesta se ven también agudizados en aquellas ramas donde la dimensión de los establecimientos implican una fuerte atomización del sector, como se manifiesta en las bruscas oscilaciones que se producen en las

CUADRO 3.33.

\*6

COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL  
DE LOS OPERARIOS DE LA RAMA DE LA MADERA (VARIABLE MDOP)

(calculados sobre las series de los salarios medios por  
 categorías profesionales destacionalizadas) (multiplica  
 dos por 10.000).

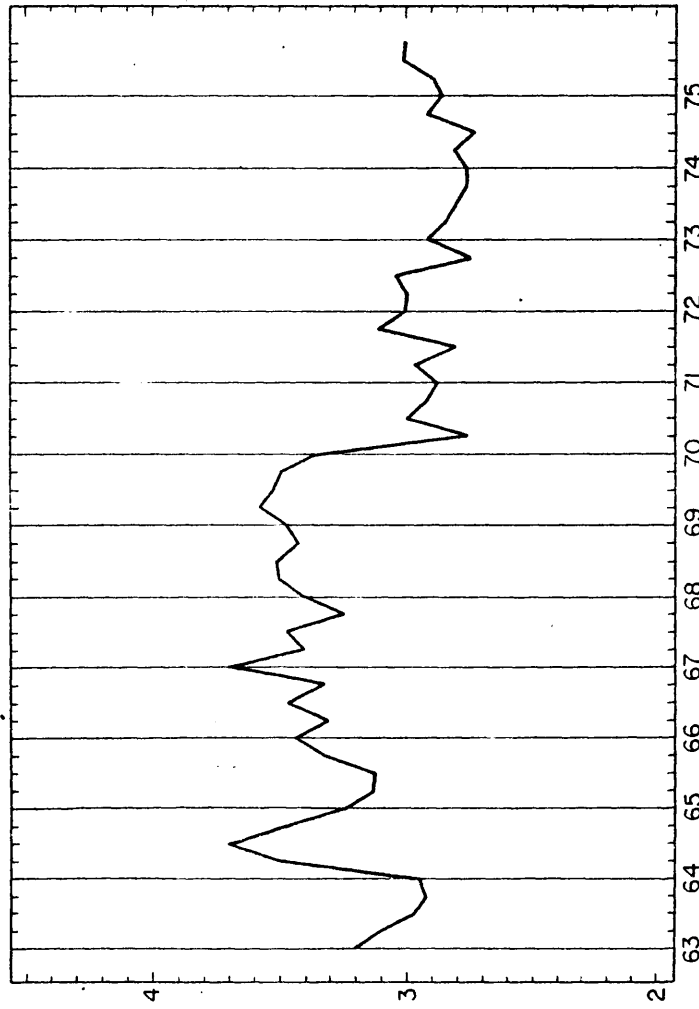
<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3204	3113	2973	2924
1964	2954	3509	3710	3467
1965	3239	3131	3127	3326
1966	3450	3306	3479	3337
1967	3775	3412	3480	3250
1968	3421	3510	3516	3428
1969	3482	3581	3533	3497
1970	3374	2761	3016	2922
1971	2880	2974	2812	3125
1972	2998	2985	3044	2741
1973	2924	2840	2801	2759
1974	2766	2817	2732	2924
1975	2860	2892	3021	2998

FUENTE: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Sa  
 larios.

GRAFICO III.24.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DE LA MADERA.

(VARIABLE MDOP)



CUADRO 3.34.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADE LA QUIMICA (VARIABLE QTT)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	7223	7076	6580	6513
1964	6786	6647	7183	7035
1965	6876	7176	6717	6419
1966	6655	6432	6548	6777
1967	6471	6415	6329	6385
1968	6189	6345	6361	6266
1969	6201	6157	6363	6396
1970	6447	6249	6109	6025
1971	6008	6190	6069	5794
1972	5582	5587	5500	5851
1973	5776	5615	5964	5645
1974	5246	5475	5539	5160
1975	5567	5354	4909	5049

FUENTE: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



primeras observaciones de esta serie.

Logicamente este tipo de serie desaconseja por completo la utilización de un modelo econométrico como el empleado en este trabajo para la explicación del comportamiento de este componente de la estructura de este sector. A pesar de ello se han realizado todos los experimentos con el mismo paquete de ecuaciones que en el resto de las series de dispersión salarial sin obtenerse resultado positivo alguno.

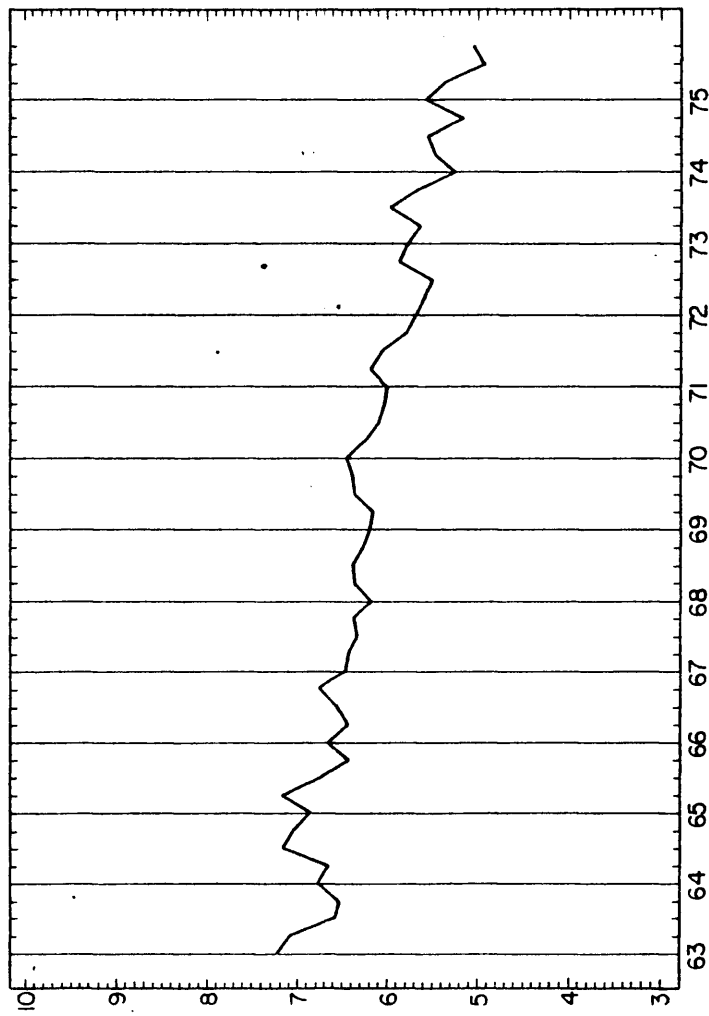
### 3.3.7. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Productos Químicos.

#### 3.3.7.1. Para la estructura salarial total.

Los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías profesionales correspondientes a la estructura total de este sector aparecen en CUADRO 3.34. y en el GRAFICO III.75. La serie de esta variable presenta un perfil que decrece suavemente y las oscilaciones en torno a la tendencia son poco acusadas, aunque hay que destacar que éstas son más acentuadas en los dos extremos de la serie. Este comportamiento implica un tipo de heterocedasticidad poco frecuente pues la relación que existe entre la media de la serie y su desviación típica no es lineal, porque la varianza de la serie es relativamente baja para valores medios de la media local y relativamente alta para los valores mayores y menores de la media local. Este tipo de heterocedasticidad no se elimina con ningún tipo de transformación sencilla de la serie.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE PRODUCTOS QUIMICOS

(VARIABLE QIT)



Al aplicar el modelo general de este trabajo a esta variable, los residuos de las distintas regresiones van a reflejar el comportamiento heterocedástico de la variable dependiente afectando, por lo tanto, a la eficiencia de los estimados mínimo cuadráticos empleados.

El nivel de empleo total experimenta en esta rama de actividad un crecimiento lento y sostenido a lo largo de todo el periodo. Las tasas de variación intertrimestral de esta variable se recogen en el CUADRO A. 3.19. del apéndice.

Los datos del número de horas extraordinarias por trabajador se sitúan a un nivel comparativamente elevado, experimentando una cierta expansión a lo largo del periodo. La serie (recogida en el CUADRO A. 3.35. del apéndice) muestra unas oscilaciones de carácter cíclico en torno a su tendencia y otras más bruscas en los extremos de la muestra, que implican un tipo de heterocedasticidad similar al observado en la serie de la variable dependiente.

En los ensayos econométricos realizados no se ha encontrado carácter significativo al nivel relativo de paro ni a su tasa de variación. Las únicas estructuras de la ecuación que han producido algunos resultados -pero con graves problemas en los residuos-, son las que incluyen a la tasa de variación del índice del coste de la vida y a la variable dependiente desfasada. Con la introducción de la variable P en forma lineal se ha obtenido las siguientes estimación:

ECUACION QIT 1.

$$QIT_t = 4593.24 + 31.6325 E_t - 193.415 P_t + 0.412527 QIT_{t-1}$$

(4.90)      (2.40)      (-4.61)      (3.48)

(0.1186)

$R^2 = 0.8886$        $\bar{R}^2 = 0.8815$        $F = 125.03$        $DW = 2.04$        $K = 0.07$

SE = 190.92

---

Los contrastes de significación de los parámetros y los demás tests realizados dan resultados positivos. El signo del parámetro estimado para la tasa de variación en el nivel de empleo sectorial indica que el dinamismo de la demanda general de trabajo en el sector ha inducido ampliaciones en los abanicos salariales por categorías profesionales. Ello implica que los salarios de las categorías profesionales con mayor nivel de cualificación y salarios por encima de la media, han sido más sensibles a las variaciones de la demanda de trabajo sectorial. Se trata de un comportamiento muy similar al encontrado en la rama del Caucho, que implicaría la existencia también en este sector, de una escasez relativa de trabajo cualificado.

La expansión del empleo que se registra en esta rama de actividad así como los fuertes incrementos que se producen en el nivel de cualificación de su mano de obra refuerzan la verosimilitud de esta relación. De todas formas, el bajo valor del parámetro de la variable E hace que en esta estimación, la influencia del dinamismo de la demanda sectorial de trabajo sobre el nivel de dispersión salarial por categorías profesionales sólo sea cuantitativamente sig

nificativa en los momentos en que se registran las tasas de variación en el empleo más elevadas. El signo de la variable  $P$  es negativo, en conformidad con las hipótesis más generalmente aceptadas y su valor implica unas elasticidades en los valores medios muy semejantes a las obtenidas en otros sectores en los que se han alcanzado resultados econométricos satisfactorios. (A corto la elasticidad en el punto medio es  $-0.1616$ , y a largo plazo  $-0.2752$ ).

Sin embargo, los residuos de esta regresión presentan serios problemas. En primer lugar la serie residual, que aparece en el GRAFICO III.76., presenta fuertes cambios en su varianza que se corresponden con el tipo de heterocedasticidad observada en la serie de la variable dependiente. En segundo lugar, aunque la media de la serie residual para todo el período no es significativamente distinta de cero (vease CUADRO 3.35.) presenta valores positivos en los primeros años. El gráfico media-rango (GRAFICO III.78) permite comprobar ambos aspectos que significan una negación del carácter estacionario de la serie. En tercer lugar, el correlograma (GRAFICO III.77) presenta valores significativamente distintos de cero en los retardos tercero y sexto, y una estructura que implica la existencia de autocorrelación serial entre los residuos. Por último, el alto valor del estadístico de BOX-PIERCE rechaza la hipótesis de ruido blanco. Por todo ello el análisis de los residuos impide la aceptación de esta estimación.

Cuando en la estructura de la ecuación se introduce la variable  $P$  en forma cuadrática se obtienen los siguientes resultados:

GRAFICO III.76.

403.

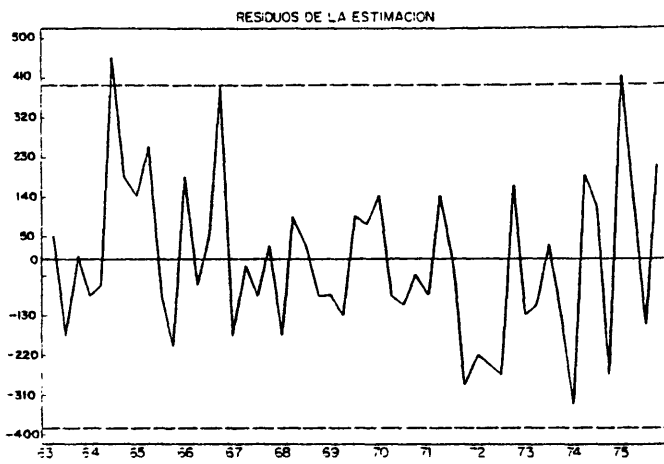


GRAFICO III.77.

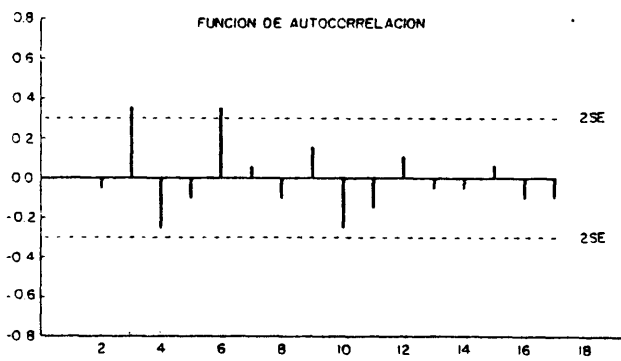
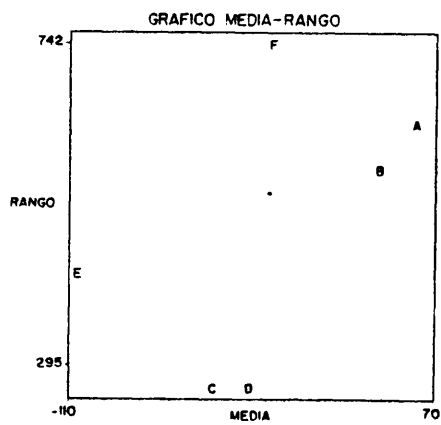


GRAFICO III.78.



CUADRO 3.35.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION QIT 1.

MEDIA DE LA SERIE = -6.0706  $t = 0.2451$

DESVIACION TIPICA = 176.8562

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 24.7648

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION.

1	2	3	4	
0.004	-0.038	0.327	-0.269	
5	6	7	8	
-0.120	0.375	0.043	-0.085	
9	10	11	12	
0.170	-0.251	-0.135	0.085	
13	14	15	16	17
-0.053	-0.042	0.033	-0.104	-0.107

VALOR DE  $\chi^2 = 25.0$

SE = 0.140

ECUACION QIT 2

$$QIT_t = 6240.20 + 33.4064 E_t - 503.355 P_t + 23.1282 P_t^2 + 0.296684 QIT_{t-1}$$

(5.22)      (2.61)      (-3.30)      (2.11)      (2.33)  
 (0.1270)

$$R^2 = 0.8984 \quad \bar{R}^2 = 0.8896 \quad F = 101.73 \quad DW = 2.00 \quad K = 0.001$$

$$SE = 184.30$$

En esta estimación los parámetros también resultan significativos. Dadas las similitudes con la especificación anterior el parámetro de la tasa de variación en el nivel de empleo no se ve afectado sensiblemente por la introducción de  $P$  en forma cuadrática. El signo del parámetro de  $P$  es negativo y el signo del parámetro de  $P^2$  es positivo de forma que si bien la tasa de variación en el índice del coste de la vida contribuye a ensanchar las diferencias salariales - por categorías profesionales - pues los valores de las elasticidades permanecen con signo negativo durante todo el intervalo- dicha contribución se va aminorando conforme las tasas de inflación van siendo mayores. Al introducirse esta variable en forma cuadrática, las elasticidades de la dispersión salarial con relación a la tasa de variación del índice del coste de la vida resultan superiores en el punto medio (-0.2217 a corto plazo y -0.3152 a largo plazo).

Los residuos de esta regresión se han representado en el GRAFICO III.79.; son muy similares a los de la ecuación GIT 1, y aunque - la heterocedasticidad parece atenuarse en alguna medida los problemas siguen siendo los mismos. El resultado del análisis de los residuos (CUADRO 3.36. y GRAFICO III.80) indican que no se cumple los supuestos del modelo de regresión, y que por lo tanto la estimación - realizada no puede aceptarse.



GRAFICO III.79.

406.

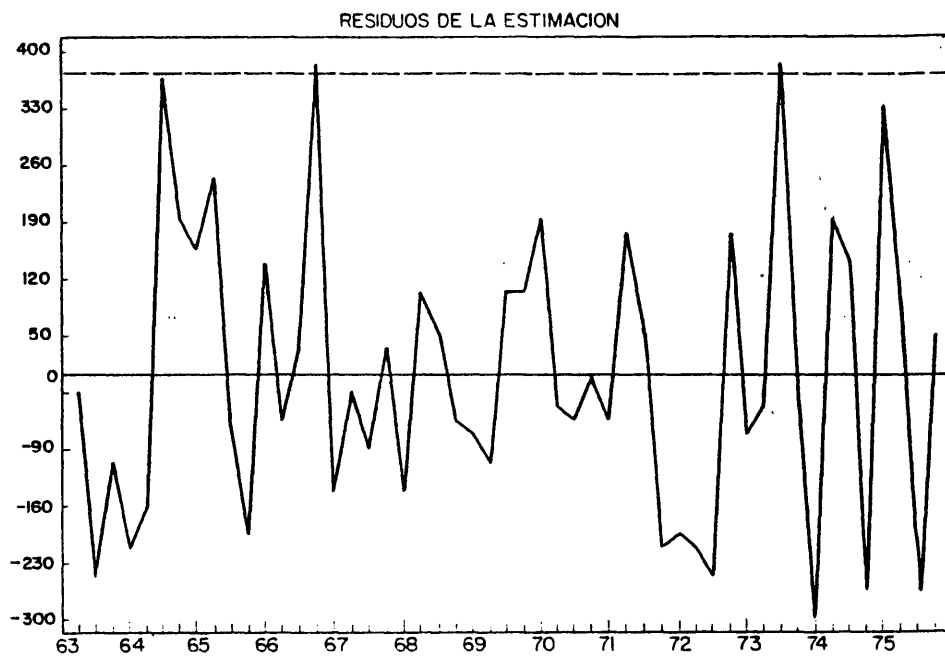
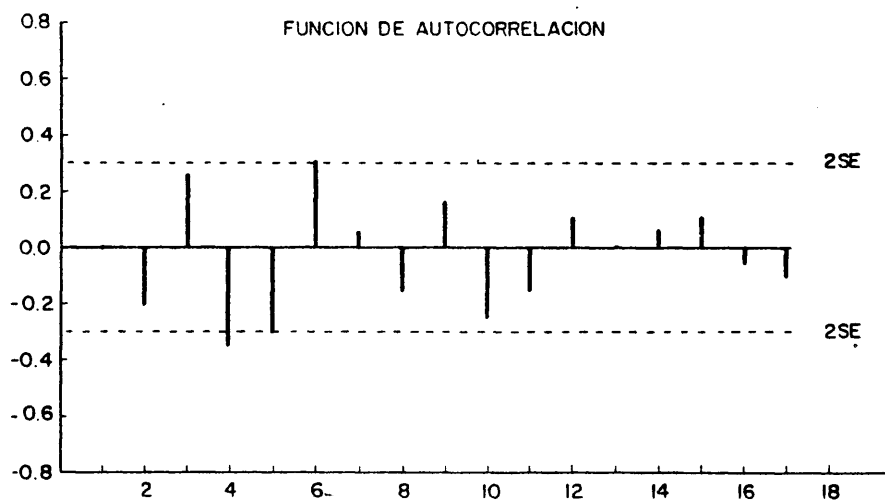


GRAFICO III.80.



CUADRO 3.36.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION QIT 2.

MEDIA DE LA SERIE = -0.0098                      t = 0.0004

DESVIACION TIPICA = 175.0576

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 24.5130

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION.

1	2	3	4	
-0.003	-0.180	0.233	-0.343	
5	6	7	8	
-0.304	0.314	0.029	-0.144	
9	10	11	12	
0.167	-0.261	-0.154	0.079	
13	14	15	16	17
0.002	0.053	0.107	-0.043	-0.122

VALOR DE  $\chi^2 = 29.3$

SE = 0.140

3.3.7.2. Para la estructura salarial de los operarios.

La serie de la dispersión salarial de los salarios medios de -  
las categorías de operarios de esta rama de actividad se recoge en

el CUADRO 3.37., y está representada en el GRAFICO III.81. De nuevo en este caso los coeficientes de variación de la estructura salarial de los operarios muestran bruscas oscilaciones de carácter errático. Así durante los cinco primeros trimestres del periodo la dispersión salarial se reduce en un 23,1 % y en los dos trimestres siguientes vuelve a aumentar en un 19,1 %. Oscilaciones similares pero de menor intensidad se registran durante todo el periodo. En algunos años es posible distinguir un perfil de carácter estacional. Al final del periodo la varianza de la serie vuelve a aumentar de forma que el tipo de heterocedasticidad presente en esta variable es similar a la señalada en la estructura salarial total de este mismo sector. Durante los cinco primeros años la dispersión salarial tiende a decrecer. Y desde 1968 hasta 1971 experimenta sucesivos aumentos, estabilizándose a partir de entonces el nivel de dispersión salarial.

Todos los intentos de realizar el análisis de regresión con las diversas variantes del modelo propuesto utilizando como variable dependiente estos datos de dispersión salarial han resultado negativos.

### 3.3.8. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Petróleo.

#### 3.3.8.1. Para la estructura salarial total.

Los datos de la dispersión salarial referidos a la estructura total se recogen en el CUADRO 3.38. y aparecen representados en el

CUADRO 3.37.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE LA QUIMICA (VARIABLE QIOP)

(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3888	3649	3353	3243
1964	2991	3186	3562	3183
1965	3398	3273	3061	2945
1966	3043	2887	2727	3107
1967	2813	2870	2955	2703
1968	2868	2789	2890	2887
1969	3054	2911	3167	3061
1970	3074	2983	3040	3161
1971	3154	3314	3121	3047
1972	3010	3056	3052	3279
1973	3197	3006	3229	3208
1974	3165	2969	2902	3004
1975	3101	3377	2985	3213

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.81.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DE PRODUCTOS QUIMICOS

(VARIABLE QIOP)

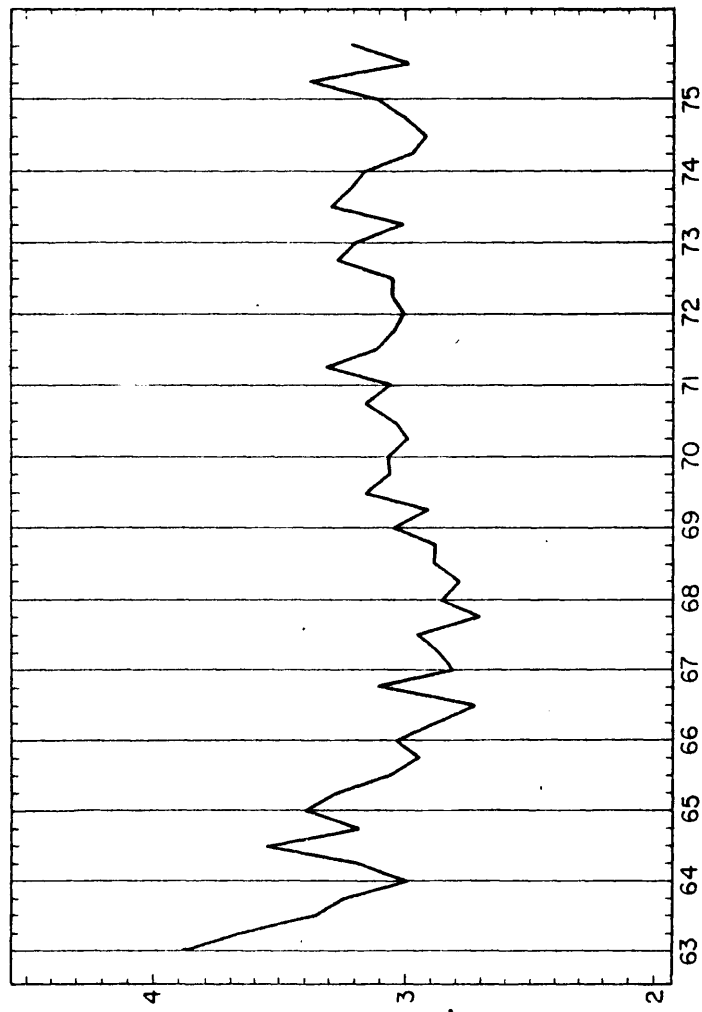


GRAFICO III.82. Esta serie presenta también un cierto comportamiento errático, aún cuando parece menos acentuado que en otros sectores. A pesar de la presencia de bruscas contracciones en el nivel de dispersión salarial (segundo trimestre de 1965, cuarto trimestre de 1967, segundo trimestre de 1970 y primer trimestre de 1972), las oscilaciones que experimenta la serie parecen seguir un cierto comportamiento cíclico, experimentando a partir de 1973 una acentuada tendencia a la reducción de los abanicos salariales por categorías profesionales.

El nivel de empleo en esta rama de actividad se mantiene durante todo el período en torno a los 120.000 trabajadores, experimentando oscilaciones relativamente moderadas, con excepción de las registradas en los dos primeros años. La serie de las tasas de variación intertrimestral de esta variable se encuentran en CUADRO A. 3.20. del apéndice.

El número de horas extraordinarias por trabajador alcanza un nivel de tipo medio en comparación con la intensidad de su uso en las restantes ramas de actividad. La serie (CUADRO A.3.36. del apéndice) registra una tendencia ascendente con fluctuaciones de carácter más o menos regular que son más intensas en las primeras y últimas observaciones del período.

Los resultados de la aplicación del análisis de regresión a los datos de dispersión salarial a este componente de la estructura salarial del sector del petróleo han sido en general pobres. En la mayoría de las ecuaciones ensayadas los contrastes para detectar la presencia de autocorrelación serial de los residuos no resultaban concluyentes, bien porque el estadístico DURBIN-WATSON se situaba

CUADRO 3.38.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA DEL PETROLEO (VARIABLE PT)

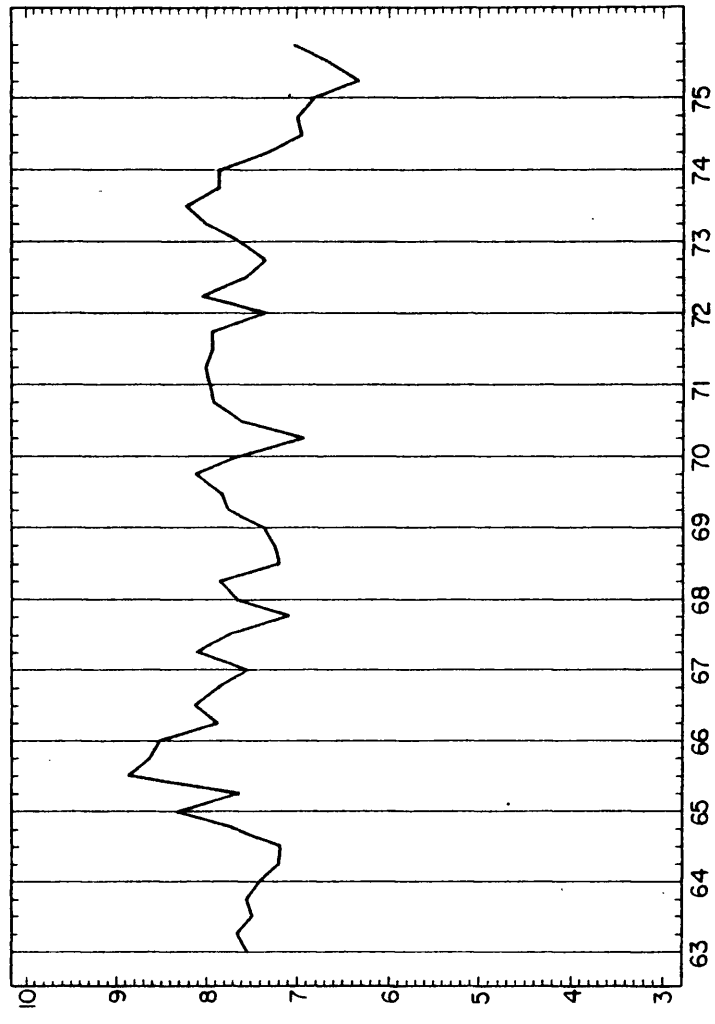
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	7521	7651	7485	7535
1964	7395	7206	7180	7716
1965	8326	7624	8888	8623
1966	8526	7890	8154	7842
1967	7515	8111	7723	7084
1968	7676	7857	7204	7261
1969	7364	7782	7835	8135
1970	7645	6938	7619	7918
1971	7984	8018	7930	7941
1972	7346	8096	7583	7362
1973	7648	8043	8240	7889
1974	7869	7332	6976	7011
1975	6824	6356	6669	7058

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DEL PETROLEO

(VARIABLE PTT)





en la zona de indeterminación, bien porque la varianza del parámetro de la variable dependiente desfasada era lo suficientemente grande como para que la expresión  $N \cdot \text{var}(v)$  fuese mayor que uno, haciendo fallar el test K de DURBIN. Aunque en general en la experimentación econométrica realizada en este trabajo se ha optado por rechazar en una primera fase todas las estimaciones en que los contrastes de autocorrelación no eran concluyentes, en este caso se ha sometido al análisis de residuos algunas de estas estimaciones. Así, se ha actuado, por ejemplo, con la siguiente estimación:

ECUACION PTT 1

$$\text{PTT}_t = 7174.39 - 15.6450 \text{ TU}_t + 670.609 \text{ P}_t - 62.4434 \text{ P}_t^2 - 1.49438 \text{ H}_t$$

(9.00)      (-1.87)      (2.39)      (-2.67)      (-2.15)

$$R^2 = 0.4308 \quad \bar{R}^2 = 0.3813 \quad F = 8.70 \quad DW = 1.52$$

Los valores de los coeficientes de determinación son bajos aunque significativos. El error estándar de la regresión es elevado, alcanzando el 5,1 % del valor medio de la variable dependiente. Los parámetros resultan significativos, indicando la existencia de una cierta sensibilidad de la dispersión salarial respecto al nivel relativo de paro, y una dependencia respecto a la tasa de variación del índice del coste de la vida en la dirección supuesta por KNOWLES y ROBERTSON, de forma que a partir de una tasa de inflación del 5,4 % las diferentes velocidades de reacción frente a los cambios en los precios implican reducciones en el abanico salarial. El signo del parámetro estimado para la variable H implica

que la realización de horas extraordinarias afecta más sensiblemente a los salarios más bajos, de manera que su intensificación repercute en una reducción de las diferencias salariales por categorías profesionales.

Sin embargo, esta estimación presenta problemas en el comportamiento del componente residual. Estos problemas son similares a los que aparecen en los residuos de otra estimación que presentamos a continuación, por lo que aplazamos el comentario para hacerlo con juntamente.

#### ECUACION PTT 2

$$PTT_t = 4545.11 - 10.9790 TU_t - 72.9514 P_t + 0.457587 PTT_{t-1}$$

(4.19)      (-1.89)      (-1.91)      (3.53)

(0.1296)

$$R^2 = 0.4493 \quad \bar{R}^2 = 0.4141 \quad F = 12.78 \quad DW = 2.07 \quad K = 0.43$$

SE = 383.14

---

En esta estimación se puede observar que la introducción de la variable dependiente desfasada mejora los valores de los coeficientes de determinación. Sin embargo, con esta especificación dinámica la relación con P solo es significativa en forma lineal, y la variable H deja de ser significativa. Los valores y signos de los parámetros estimados para las variables TU y P implican unas relaciones muy similares a las comentadas en la ecuación PTT 1. Sin embargo,

go el análisis de los residuos plantea algunas reservas sobre el resultado de esta estimación. La serie residual se representa en el GRAFICO III.83., y los resultados del análisis aparecen en el CUADRO 3.39. El valor de la media es elevado, aunque no es significativamente distinto de cero. Las bruscas oscilaciones en la serie de la variable dependiente condicionan el comportamiento de la varianza (Vease el GRAFICO III.85. que representa la relación media-rango), pero no parece que exista heterocedasticidad. Aunque el valor del estadístico BOX-PIERCE permite la aceptación de la hipótesis de ruido blanco, aparecen valores altos en los coeficientes de autocorrelación correspondientes a los retardos ocho, diez y doce, con una cierta estructura sinusoidal (Vease el correlograma en el GRAFICO III.84.), que implica la existencia de un cierto comportamiento cíclico de los residuos que podrían responder a ciertos ciclos en la variable dependiente no explicados por las variables introducidas en el modelo. Aunque la especificación de la ecuación PTT 1 supone un perfil de los residuos distinto de este, los problemas de su correlograma son similares. Por ello estas estimaciones deben ser consideradas con la doble reserva derivada de la existencia de cierta autocorrelación en las respectivas series residuales y de la posible existencia de un componente cíclico en la variable dependiente no explicado por el modelo.

### 3.3.8.2. Para la estructura salarial de los operarios.

Los coeficientes de variación calculados para la estructura salarial de los operarios aparecen en el CUADRO 3.40., y en el GRAFICO III.86. En esta serie las variaciones de carácter errático dominan el comportamiento de la varianza. Aparecen bruscas reducciones

GRAFICO III.83.

417.

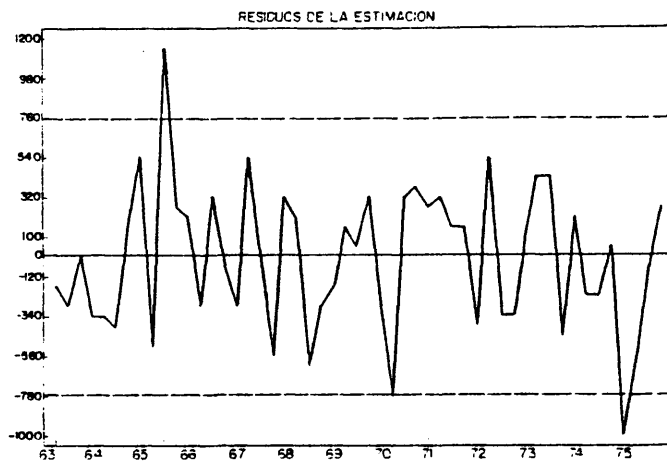


GRAFICO III.84.

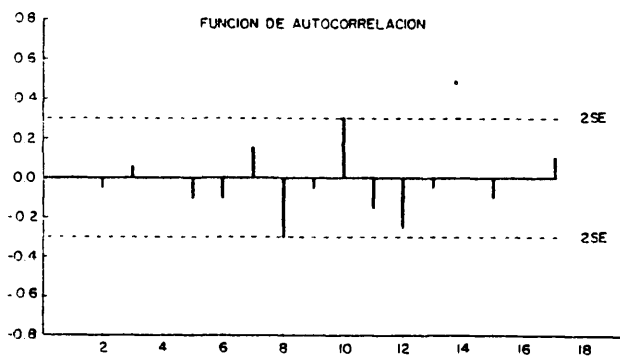
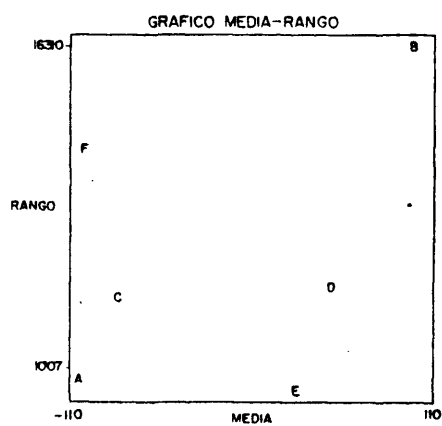


GRAFICO III.85.



CUADRO 3.39.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION PTT 2

MEDIA DE LA SERIE = -25.3020                      t = 0.4550  
 DESVIACION TIPICA = 397.0943  
 DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 55.6043

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.014	-0.058	0.069	-0.005	
5	6	7	8	
-0.093	-0.103	0.163	-0.323	
9	10	11	12	
-0.040	0.302	-0.157	-0.235	
13	14	15	16	17
-0.029	0.001	-0.124	-0.007	0.111
VALOR DE $\chi^2 = 18.4$		SE = 0.140		

---

en el nivel de dispersión salarial sin continuidad en las observaciones posteriores en el segundo trimestre de 1965, en el primero y en el cuarto trimestre de 1967 y en el tercer trimestre de 1970, que se corresponden casi perfectamente con las contracciones experimentadas por el abanico salarial total de esta rama de actividad. Las oscila

CUADRO 3.40.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DEL PETROLEO (VARIABLE PTOP)

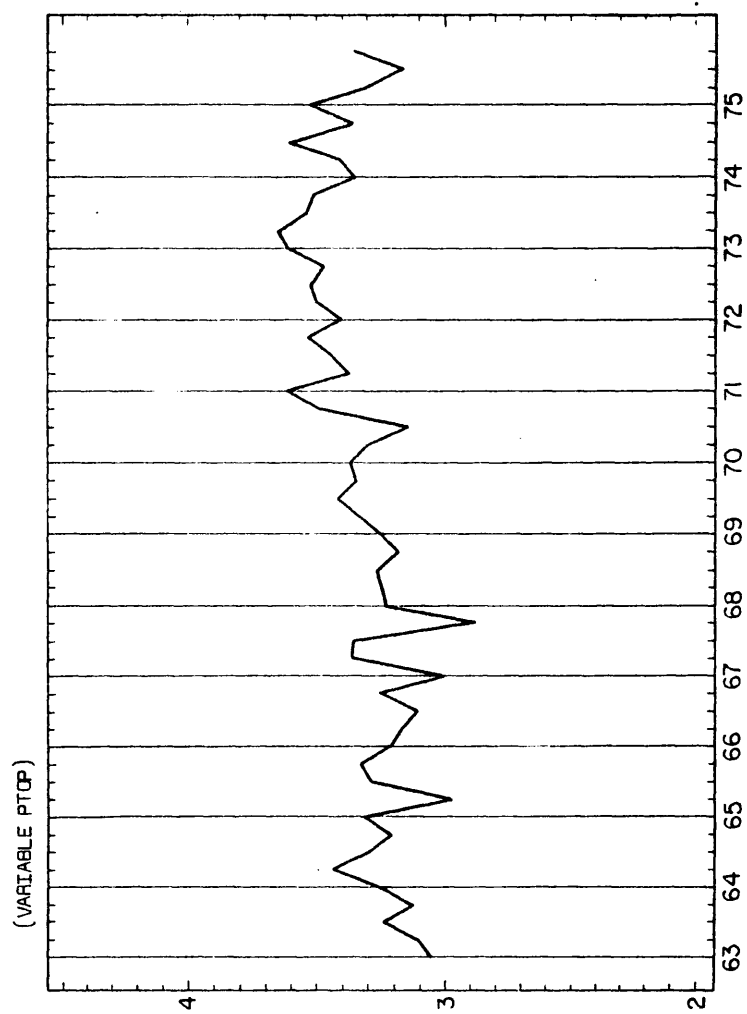
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3056	3105	3249	3126
1964	3263	3451	3296	3208
1965	3327	2976	3292	3337
1966	3217	3176	3112	3258
1967	3078	3374	3367	2887
1968	3239	3246	3271	3180
1969	3260	3345	3422	3343
1970	3378	3294	3148	3499
1971	3618	3374	3455	3536
1972	3407	3492	3524	3479
1973	3613	3651	3530	3515
1974	3351	3415	3608	3365
1975	3527	3308	3167	3360

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.86.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DEL PETROLEO



ciones con carácter más o menos errático tienen lugar en torno a una tendencia ligeramente ascendente en la dispersión de los salarios medios de las categorías de operarios que se mantiene hasta 1973. A partir de este año se aprecia una tendencia de signo contrario.

Ninguna de las variantes del modelo de regresión empleado ha permitido alcanzar, en este caso, resultados positivos. Con esta estructura del modelo no aparecen ni tan siquiera indicios de que el nivel relativo de paro, su tasa de variación o la tasa de variación del nivel de empleo sectorial puedan resultar significativos en la explicación del comportamiento de este componente de la estructura salarial.

### 3.3.9. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de la Construcción

#### 3.3.9.1. Para la estructura salarial total

La serie de los coeficientes de variación calculados sobre los salarios medios de las categorías profesionales que componen la estructura salarial total se recoge en el CUADRO 3.41. y aparece representada en el GRAFICO III.87. Esta serie presenta fuertes oscilaciones en el nivel de dispersión salarial correspondiente a los tres primeros años del periodo. Sin embargo, a partir del cuarto trimestre de 1965 las oscilaciones son considerablemente moderadas en comparación con los datos de otros sectores. En el primer trimestre de 1975 la serie registra una brusca, intensa y momentánea ampliación en el nivel de dispersión salarial que solo puede ser atribuida a la existencia de un error de los datos, pues no parece que el aumento en un 32% en el nivel de dispersión salarial en un trimestre y su inmediata reducción en un 24% en el trimestre siguiente puedan ser atribuidos a factores



CUADRO 3.41.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADE LA CONSTRUCCION (VARIABLE CNT)

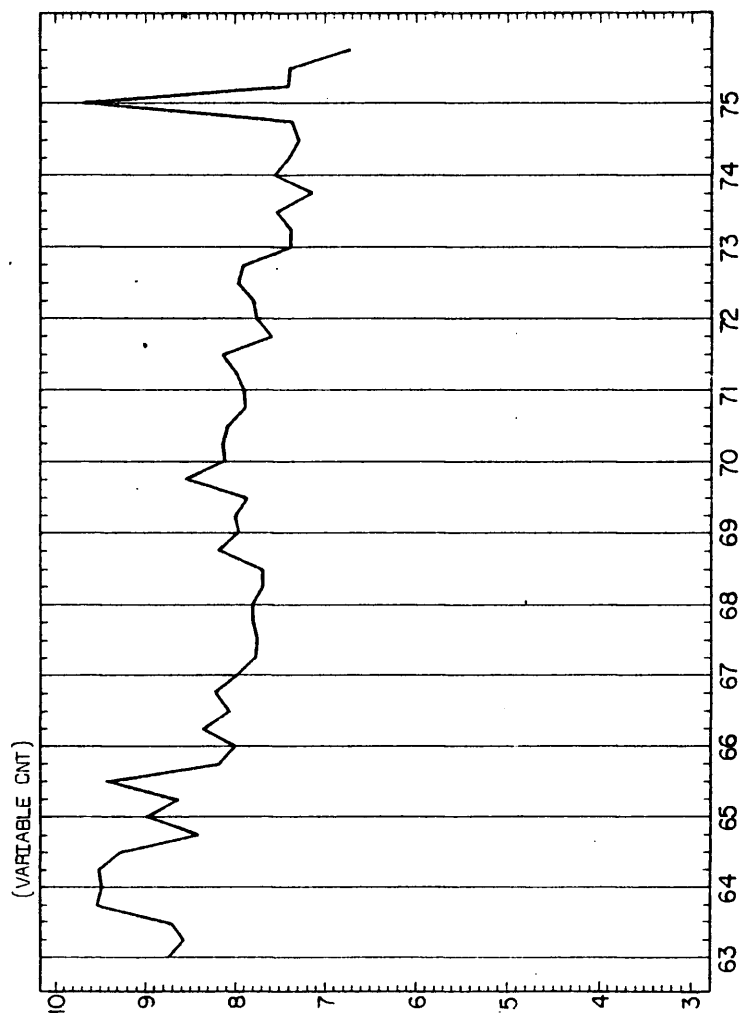
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	8756	8579	8732	9520
1964	9485	9501	9255	8396
1965	9008	8601	9425	8172
1966	7996	8343	8047	8214
1967	7950	7745	7730	7789
1968	7802	7678	7686	8183
1969	7942	7976	7831	8542
1970	8104	8132	8069	7867
1971	7894	7983	8145	7585
1972	7746	7787	7955	7908
1973	7361	7351	7516	7108
1974	7529	7379	7262	7326
1975	9670	7390	7350	6691

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.87.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE LA CONSTRUCCION



económicos o institucionales. Las fuertes oscilaciones de la serie en las primeras observaciones y esta brusca alteración del nivel de dispersión salarial configuran un cierto tipo de heterocedasticidad que no es eliminable mediante una transformación simple de la serie.

Hay que destacar que esta serie presenta un perfil cíclico muy similar, aunque con mayores irregularidades, que el registrado en la serie de dispersión salarial correspondiente a la estructura salarial total del sector del Metal donde se alcanzaron resultados aceptables en la estimación del modelo econométrico.

El nivel de empleo total (fijos más eventuales) de esta rama ocupa el segundo puesto, después de la rama del Metal, en la adecuación de todas las ramas de actividad. Dada la enorme importancia del empleo eventual en este sector, se registran bruscas alteraciones que se traducen en unas altas tasas de variación intertrimestral (Vease el CUADRO A.3.21. del apéndice). Durante el periodo se registra una marcada tendencia a la reducción en el nivel de empleo total en torno a la cual se pueden percibir fluctuaciones cíclicas que en líneas generales son coincidentes con la evolución de los índices de actividad del sector durante el periodo. La serie de las horas extraordinarias por trabajador empleado (CUADRO A.3.37. del apéndice) se sitúa en un nivel medio comparativamente elevado. No presenta una tendencia definida aunque sí claras fluctuaciones de carácter cíclico. En el análisis de regresión efectuado no se han encontrado resultados positivos con aquellas ecuaciones que introducen como variable explicativa el nivel relativo de paro, o la tasa de variación en el empleo sectorial. Los únicos resultados positivos se han obtenido con aquellas ecuaciones que introducen la variable tasa de variación en el nivel relativo de paro.

La siguiente ecuación recoge dicha variable junto con la tasa - de variación del índice del coste de la vida en forma lineal, y la - variable dependiente desfasada como variables explicativas.

ECUACION CNT 1

$$\text{CNT}_t = 6370.25 + 21.0039 \text{ TU}_t - 208.684 \text{ P}_t + 0.335965 \text{ CNT}_{t-1}$$

(5.16)      (2.24)      (-3.76)      (2.60)  
(0.1293)

$$R^2 = 0.5146 \quad \bar{R}^2 = 0.4836 \quad F = 16.61 \quad DW = 2.15 \quad K = 1.89$$

$$SE = 484.14$$

Los valores relativamente bajos, aunque significativos, de los coeficientes de determinación y del estadístico F así como el alto - valor del error estándar de la regresión (aproximadamente el 6 % del valor medio de la variable dependiente) son debidos a la brusca alte- ración de la dispersión salarial que tiene lugar en el primer trimes- tre de 1975, y que solo parece atribuible a un error en los datos.

En esta estimación todos los parámetros resultan significativos. El parámetro de la variable TU no permite identificar el carácter de la relación entre el nivel de dispersión salarial por categorías pro- fesionales y el nivel relativo de paro. La significación de la va- riable TU debe interpretarse como una mera aproximación a la estruc- tura dinámica, con la que el exceso de oferta del mercado de traba- jo influye sobre el nivel de dispersión salarial. El parámetro de la variable P implica una fuerte presencia de los mecanismos de "subi- das lineales" en la reacción frente a los cambios en el nivel de pre-

cios. Las elasticidades en el punto medio de la dispersión salarial respecto a esta variable son  $-0.1332$  a corto plazo y  $-0.2006$  a largo plazo. El parámetro de la variable dependiente desfasada tiene un valor relativamente bajo que implica una velocidad de reacción alta y un desfase medio pequeño para todas las variables explicativas.

Los residuos de esta estimación aparecen en el GRAFICO III.88. En primer lugar se observa la fuerte incidencia del aumento en la dispersión salarial ocurrida en el primer trimestre de 1975. Igualmente la serie residual registra las oscilaciones más acentuadas que aparecen en la variable dependiente en los primeros años del periodo. En segundo lugar, se registra una media local negativa bastante acentuada en el año 1967, que implica que el cambio de nivel observado en la variable dependiente no está adecuadamente explicado por el modelo. Ambos aspectos, que se reflejan en el gráfico media-rango (GRAFICO III.90.), implican reservas para considerar el comportamiento de los residuos como un proceso estacionario. El análisis de los residuos presentado en el CUADRO 3.42. indica que la media no es significativamente distinta de cero, y que el valor del estadístico de BOX-PIERCE permite la aceptación de la hipótesis de ruido blanco, pero la función de autocorrelación simple (GRAFICO III.89.) presenta valores altos, aunque no significativos, en los coeficientes de autocorrelación correspondientes a los retardos dos y cuatro, que indican la presencia de autocorrelación en los residuos. El valor del coeficiente de autocorrelación del cuarto desfase apunta la persistencia de un comportamiento estacional en la serie residual, y el valor del coeficiente de autocorrelación correspondiente al segundo desfase junto a la cierta estructura que se ob

GRAFICO III.88.

427.

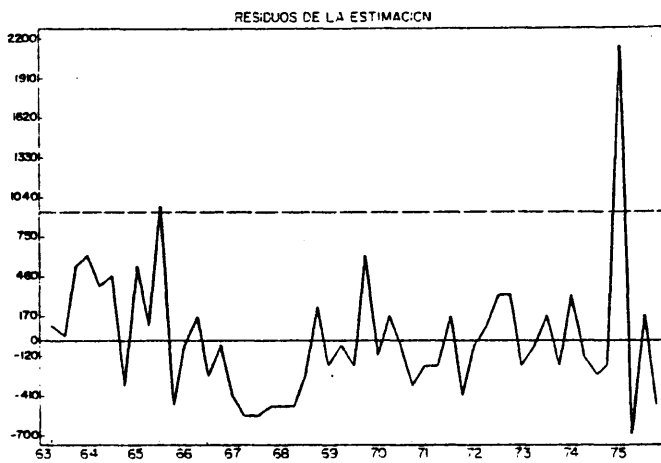


GRAFICO III.89.

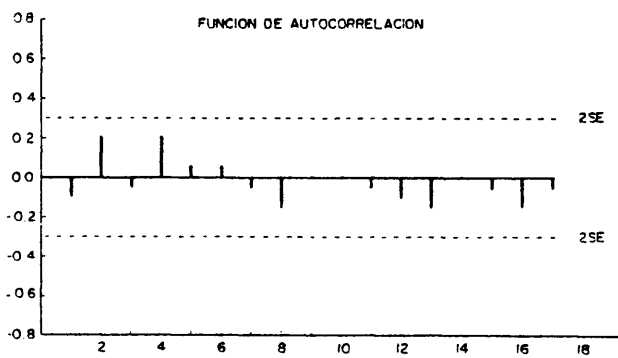
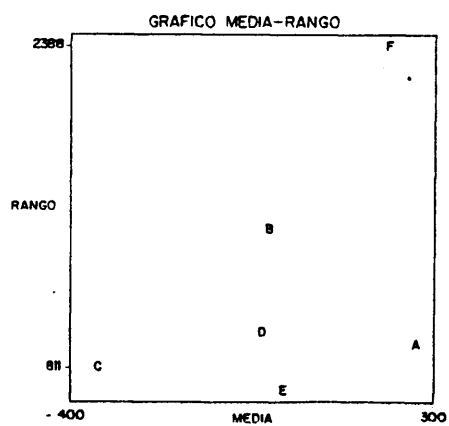


GRAFICO III.90.



CUADRO 3.42.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CNT 1

MEDIA DE LA SERIE = 0.0451                       $t = 0.0006$

DESVIACION TIPICA = 465.0635

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 65.1219

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.085	0.221	-0.036	0.181	
5	6	7	8	
0.062	0.042	-0.033	-0.155	
9	10	11	12	
-0.003	0.004	-0.049	-0.090	
13	14	15	16	17
-0.154	0.005	-0.053	-0.130	-0.033

VALOR DE  $\chi^2 = 9.0$

SE = 0.140

serva en torno a los desfases estacionales podrian indicar la existencia de autocorrelación de carácter regular.

El resultado del análisis de los residuos implica que la estimación de la ecuación CNT 1 no es satisfactoria.

Al introducir la variable horas extraordinarias por trabajador en la misma estructura de la ecuación los resultados que se obtienen son los siguientes:

EQUACION CNT 2

$$\begin{aligned}
 \text{CNT}_t = & 6114.54 + 21.1837 \text{ TU}_t - 233.322 \text{ P}_t + 0.666244 \text{ H}_t \\
 & (4.94) \quad (2.29) \quad (-4.04) \quad (1.60) \\
 & + 0.299249 \text{ CNT}_{t-1} \\
 & (12.29) \\
 & (0.1307)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.5343 & \bar{R}^2 &= 0.4938 & F &= 13.20 & DW &= 2.12 & K &= 1.33 \\
 SE &= 479.32
 \end{aligned}$$

---

El parámetro de la variable H es escasamente significativo. Sin embargo debe tenerse en cuenta que estos resultados se han alcanzado con la introducción de una estructura de retrasos homogénea para todas las variables independientes que afecta a la variable H en -- cierta contradicción con las hipótesis que hacen desempeñar a H una función explicativa en el comportamiento de la estructura salarial -- por categorías profesionales, aunque en este caso el problema es menos acentuado al resultar en esta estimación una alta velocidad de -- ajuste para todas las variables explicativas. El posible carácter -- significativo de esta variable, a pesar del escaso valor del contraste del parámetro estimado, se encuentra avalado por la variación experimentada por el parámetro de la variable P al introducirse en la ecuación la variable H. El signo del parámetro de H indica, en este caso, que la mayor intensidad en la realización de horas extraordinarias repercute en un aumento de la dispersión de los salarios medios de las distintas categorías profesionales consideradas. Los valores de las elasticidades (0.0843 a corto plazo y 0.1204 a largo plazo) --



con respecto a esta variable, expresan que esta incidencia es cuantitativamente significativa. Como se admitió en la especificación del modelo, la relación positiva entre la dispersión salarial por categorías profesionales y la intensidad en la realización de horas extraordinarias puede estar motivada por la mayor incidencia de esta variable en los salarios medios de algunas categorías intermedias.

Sin embargo, los resultados de esta estimación se encuentran afectados por problemas en el comportamiento de los residuos muy similares, aunque menos acentuados que los encontrados en la ecuación CNT 1.

#### 3.3.9.2. Para la estructura salarial de los operarios

Los coeficientes de variación calculados sobre los salarios medios de las categorías de operarios aparecen en el CUADRO 3.43, y se han representado en el GRAFICO III.91. La medida de la dispersión salarial experimenta fuertes oscilaciones durante los cuatro primeros años de la serie, y un acusado cambio de nivel durante 1971. Este tipo de no estacionariedad en la serie de la variable dependiente no permite obtener resultados positivos del análisis de regresión con la utilización de un modelo de las características del propuesto.

CUADRO 3.43.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE LA CONSTRUCCION (VARIABLE CNOP)

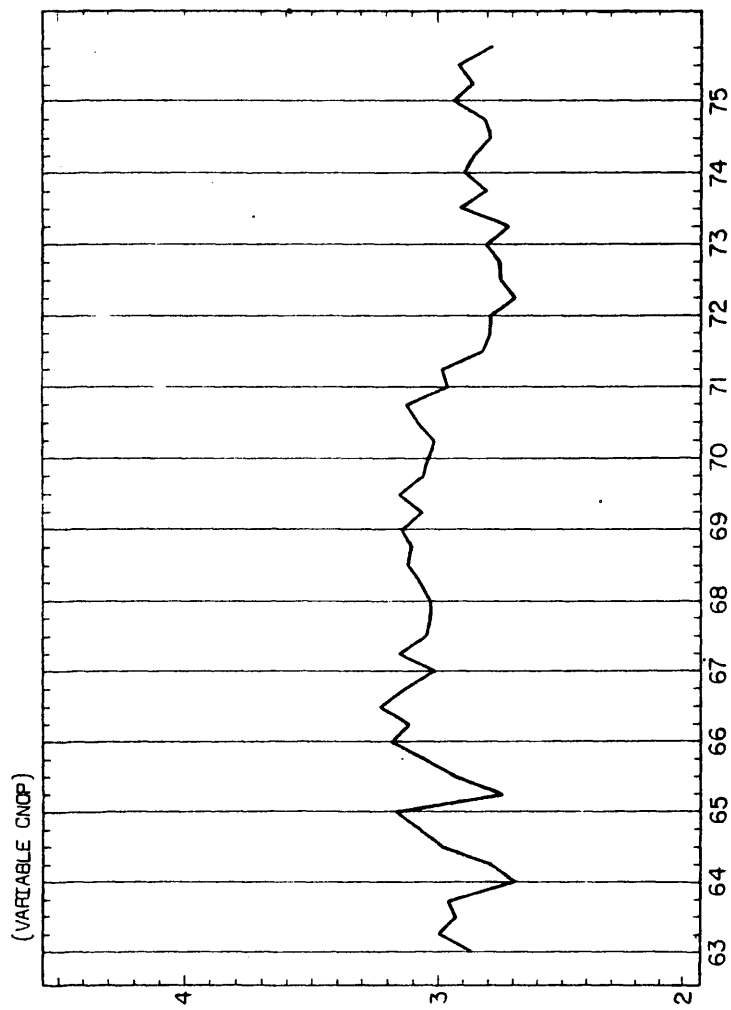
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2868	3001	2933	2960
1964	2688	2786	2986	3070
1965	3169	2737	2944	3062
1966	3183	3124	3235	3132
1967	3024	3166	3040	3030
1968	3035	3070	3125	3112
1969	3152	3063	3161	3065
1970	3039	3020	3086	3138
1971	2959	2986	2822	2786
1972	2785	2695	2761	2773
1973	2817	2725	2914	2807
1974	2902	2867	2791	2817
1975	2940	2873	2920	2787

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.91.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS DE LA RAMA DE LA CONSTRUCCION



3.3.10. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de la Electricidad

3.3.10.1. Para la estructura salarial total

Los salarios medios por categorías profesionales de los años - - 1963 y 1964 en esta rama de actividad fueron publicados inicialmente por el INE, desagregados en los subsectores de Electricidad y Energía eléctrica. Para el cálculo de los coeficientes de variación se han - utilizado los datos agregados en un sólo sector, facilitados poste- - riormente por la encuesta de salarios.

La serie de los coeficientes de variación calculados para los sa- larios medios correspondientes a la estructura total aparecen en el - CUADRO 3.44. y en el GRAFICO III.92. Esta serie de dispersión sala- - rial tiene un comportamiento muy irregular. Durante los dos primeros años del periodo considerado experimenta fuertes oscilaciones en tor- no a un nivel de dispersión elevado. En el año 1965 se registran am- pliaciones sucesivas de los diferenciales salariales, alcanzándose en el primer trimestre de 1966 el nivel máximo de dispersión salarial de este componente de la estructura salarial de todas las ramas estudia- das, con la única excepción de la observación atípica del coeficiente de variación de la rama de la Construcción correspondiente al primer trimestre de 1975. Durante los años de 1966 a 1968 se impone una fuer- te tendencia a la reducción de los abanicos salariales. En los años - sucesivos, el coeficiente de variación experimenta variaciones más o menos irregulares en torno a un nivel constante aunque entre el cuar- to trimestre de 1972 y el segundo trimestre de 1974 se registran nue- vos aumentos y a partir de entonces fuertes descensos.

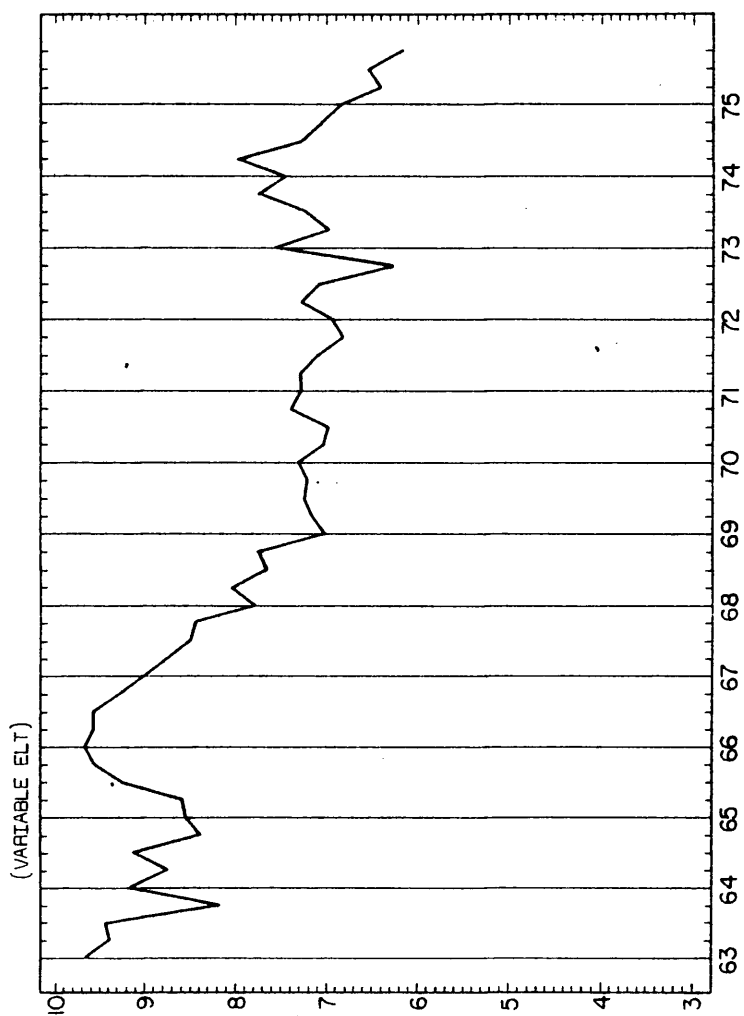
CUADRO 3.44.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADE LA ELECTRICIDAD (VARIABLE ELT)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	9654	9377	9418	8161
1964	9184	8722	9113	8375
1965	8554	8595	9256	9562
1966	9657	9583	9583	9226
1967	9002	8733	8499	8437
1968	7725	8028	7610	7723
1969	7000	7154	7249	7210
1970	7305	7015	6995	7397
1971	7287	7299	7095	6804
1972	6946	7273	7073	6261
1973	7580	6962	7229	7743
1974		7433	7964	7277
1975	6820	6399	6516	6136

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE LA ELECTRICIDAD



El nivel de empleo en esta rama de actividad es relativamente bajo, aunque experimenta una marcada tendencia ascendente en torno a la cual se registran variaciones intertrimestrales importantes. Las tasas de variación intertrimestral de esta variable se encuentran en el CUADRO A.3.22. del apéndice de este capítulo.

Este sector es el que presenta un uso más intensivo de las horas extraordinarias durante casi todo el periodo considerado. La serie de las horas extraordinarias por trabajador (CUADRO A.3.38. del apéndice) registra una tendencia ascendente con algunas alteraciones muy marcadas de un trimestre a otro. La rama de la Electricidad es la única de las que registran un uso intensivo de las horas extras que tiene un nivel de empleo relativamente bajo. La utilización de las horas extraordinarias en este sector se debe en parte a exigencias de índole tecnológica y de organización de la producción, - que refuerza el componente de uso permanente de las horas extras con mayor independencia de las necesidades en el ajuste del nivel de empleo.

El comportamiento observado en la variable dependiente, que registra frecuentes e intensos cambios en la media local implica una fuerte inadecuación de la especificación genérica del modelo económico uniecuacional utilizado en este trabajo para la explicación de este componente de la estructura salarial. Todas las variantes ensayadas han dado resultados negativos.

### 3.3.10.2. Para la estructura salarial de los operarios

La serie de los coeficientes de variación de este componente de la estructura salarial aparece en el CUADRO 3.45. y esta representa-

CUADRO 3.45.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE LA ELECTRICIDAD (VARIABLE ELOP)

(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2441	2171	2327	1759
1964	3025	2886	2943	3136
1965	3208	3387	3299	3279
1966	3394	3163	3119	3138
1967	2932	3075	3057	3138
1968	2773	3337	3237	3279
1969	3075	3227	3150	3316
1970	3325	2976	3427	3392
1971	3347	3387	3262	3354
1972	3490	3268	3234	3415
1973	3406	3377	3348	3311
1974	3048	3079	3215	2812
1975	3329	3444	3354	2740

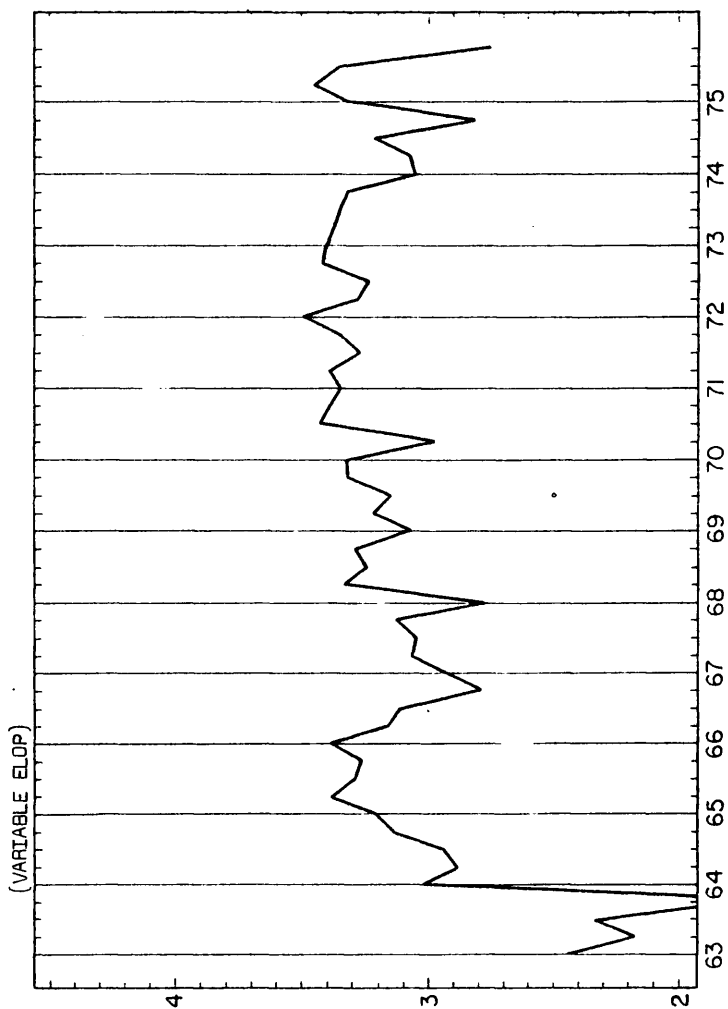
Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



da en el GRAFICO III.93. Esta serie presenta algunas irregularidades: En primer lugar el nivel de dispersión salarial durante todo el año 1963 es sustancialmente inferior al registrado durante todo el resto del periodo. Esta ruptura de la serie parece atribuible a una incorrecta agregación de los datos salariales de los subsectores de Electricidad y de Energía Eléctrica durante ese año. En segundo lugar — aparecen contracciones puntuales en el nivel de dispersión salarial en las observaciones correspondientes al cuarto trimestre de 1966, — primer trimestre de 1968, segundo trimestre de 1970 y cuarto trimestre de 1974. En tercer lugar se observan variaciones de carácter anual en los años 1967, 1968 y 1975, que indican la persistencia de — componente estacional residual debido a la incompleta eliminación de dicho componente en las series de salarios medios por el método X-11. La variación estacional durante el año 1975 es especialmente aguda, de forma que la serie presenta un tipo de heterocedasticidad según — la cual la varianza es considerablemente mayor en las primeras y últimas observaciones. Este tipo de heterocedasticidad no se elimina — mediante ningún tipo de transformación de la variable. Hay que subrayar, sin embargo, que salvo la ruptura de la serie en 1964, atribuible a cambios en el sistema de agregación de los datos, los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías de operarios presentan un comportamiento más regular que los coeficientes de variación referidos a la estructura salarial total de esta rama — de actividad.

El análisis de regresión ha proporcionado algunos resultados — con una estructura de la ecuación que incorpora el nivel relativo de paro, la tasa de variación del índice del coste de la vida en forma cuadrática y la variable dependiente desfasada como variables explicativas.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DE LA ELECTRICIDAD



EQUACION ELOP 1

$$\begin{aligned}
 \text{ELOP}_t = & 1755.19 - 614.614 U_{t-1}^{-1} + 380.638 P_t - 32.4266 P_t^2 \\
 & (2.44) \quad (-2.31) \quad (1.90) \quad (-2.04) \\
 & + 0.265723 \text{ELOP}_{t-1} \\
 & (1.91) \\
 & (0.1390)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.5247 & \bar{R}^2 &= 0.4833 & F &= 12.69 & DW &= 1.99 & K &= 0.17 \\
 SE &= 237.78
 \end{aligned}$$

---

Los valores de los coeficientes de determinación, aunque significativos son bajos, y el error estandar de la regresión es el 7.5 % del valor medio de la variable dependiente. Los parámetros estimados resultan significativos. El signo del parámetro de la variable  $U$  elevada a menos uno es negativo, indicando un comportamiento anticíclico de la dispersión salarial de las categorías de operarios de forma que en este caso se cumple la hipótesis formulada sobre la relación entre la dispersión salarial y el exceso de oferta en el mercado de trabajo. Las elasticidades en el punto medio de la dispersión salarial con relación al nivel relativo de paro son de 0.1405 a corto plazo y de 0.1913 a largo plazo. Estos valores resultan algo más elevados a los encontrados en otros sectores.

El parámetro de  $P$  presenta signo positivo mientras que el parámetro de  $P^2$  presenta signo negativo. Según los valores respectivos, las tasas bajas de inflación provocan aumentos en el nivel de dispersión salarial. Estos aumentos se van haciendo cada vez menores con—

forme se acelera el crecimiento del índice del coste de la vida, hasta que a partir del umbral del 5.8 % en la tasa intertrimestral de inflación predomina el efecto contrario. Las elasticidades con relación a P se han calculado en el valor medio y en los valores mínimo y máximo.

ELASTICIDADES CON RELACION A P

EN EL VALOR MEDIO		EN EL VALOR MINIMO		EN EL VALOR MAXIMO	
A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO	A CORTO	A LARGO
0.0769	0.1047	0.2557	0.3483	-0.6900	-0.9398

Esta evolución de las elasticidades es coherente con la hipótesis de KNOWLES y ROBERTSON.

Los residuos de esta estimación se representan en el GRAFICO III.94. y el resultado del análisis de los mismos se recoge en el CUADRO 3.46. La serie residual no parece estacionaria ni en su media ni en su varianza. Aunque la media de los residuos no es significativamente distinta de cero, la media local deambula de valores positivos del periodo 1964-1965 a valores negativos en el periodo 1968 a 1970. Existen cuatro residuos cuyo valor absoluto supera el doble de la desviación típica, lo que implica una distribución no normal de los residuos. La varianza de la serie se ve fuertemente afectada por las irregularidades de la serie de la variable dependiente, configurándose un tipo de heterocedasticidad muy similar, que se refleja en el gráfico media-rango (GRAFICO III.96.). Los valores de los coefi-

GRAFICO III.94.

442.

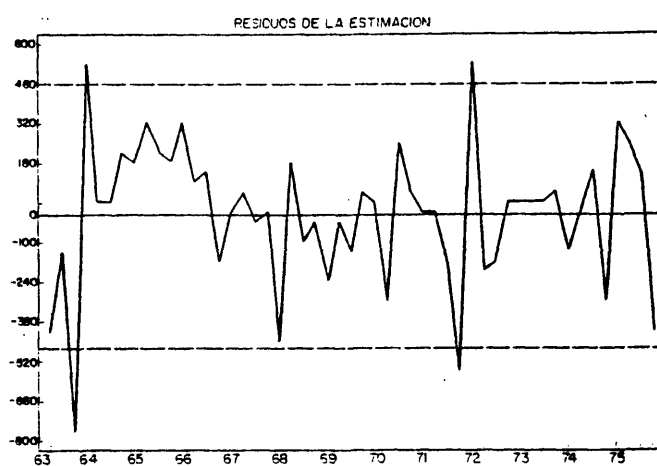


GRAFICO III.95.

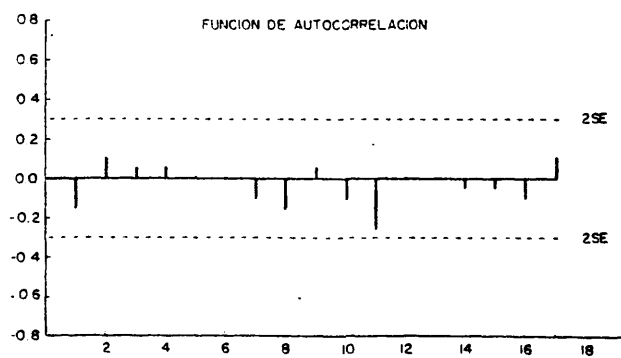
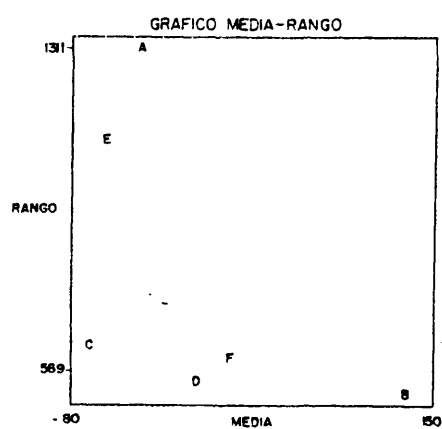


GRAFICO III.96.



CUADRO 3.46.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION ELOP 1MEDIA DE LA SERIE = -0.0686       $t = 0.0020$ 

DESVIACION TIPICA = 250.0989

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 35.0209

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.146	0.122	0.034	0.060	
5	6	7	8	
0.023	-0.010	-0.114	-0.155	
9	10	11	12	
0.038	-0.092	-0.233	0.015	
13	14	15	16	17
-0.009	-0.038	-0.042	-0.122	0.101

VALOR DE  $\chi^2 = 8.7$  $SE = 0.140$ 

cientes de autocorrelación no son significativamente distintos de -  
 cero, y no parece detectarse en el correlograma (GRAFICO III.95.) -  
 autocorrelación serial ni de carácter regular ni de carácter estacio-  
 nal.

Sin embargo el tipo de no estacionariedad de la serie residual  
 que corresponde a las irregularidades observadas en la serie de la -  
 variable dependiente implica que el modelo uniecuacional empleado re-  
 sulta insatisfactorio para el análisis del comportamiento de este -

componente de la estructura salarial.

Con la inclusión de la tasa de variación del nivel de empleo - sectorial se obtienen las siguientes estimaciones:

ECUACION ELOP 2

$$\begin{aligned} \text{ELOP } 2_t = & 778.641 + 27.7690 E_t + 458.337 P_t - 36.5993 P_t^2 \\ & (1.71) \quad (2.34) \quad (2.40) \quad (-2.37) \\ & + 0.336873 \text{ ELOP}_{t-1} \\ & (2.56) \\ & (0.1315) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.5260 & \bar{R}^2 &= 0.4848 & F &= 12.76 & DW &= 2.09 & K &= 0.81 \\ SE &= 237.44 \end{aligned}$$

ECUACION ELOP 3

$$\begin{aligned} \text{ELOP}_t = & 1509.38 - 387.950 U_t^{-1} + 27.0612 E_t + 376.464 P_t \\ & (2.33) \quad (-1.67) \quad (2.32) \quad (1.93) \\ & - 31.7226 P_t^2 + 0.287674 \text{ ELOP}_{t-1} \\ & (-2.04) \quad (2.15) \\ & \quad (0.1333) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.5506 & \bar{R}^2 &= 0.5006 & F &= 11.02 & DW &= 2.12 & K &= 2.06 \\ SE &= 233.78 \end{aligned}$$

En ambas estimaciones el parámetro estimado para la variable E resulta significativo, sin embargo en la ecuación ELOP 3 se puede comprobar que la introducción de la tasa de variación del nivel de empleo sectorial afecta a la significación del parámetro del nivel relativo de paro, que resulta en esta estructura escasamente significativo. El signo del parámetro de la variable E es positivo de forma que en este caso aparece de nuevo una relación creciente entre el nivel de dispersión salarial y el dinamismo de la demanda sectorial de empleo, que como en casos anteriores sería atribuible a la escasez relativa de trabajo cualificado que se registra en los sectores donde la expansión del empleo va unida al aumento en el nivel de cualificación de su mano de obra.

Sin embargo, los residuos de estas estimaciones reflejan problemas muy similares a los explicados en el análisis de los residuos de la ecuación ELOP 1, de forma que estos resultados deben ser considerados con la máxima cautela.

### 3.3.11. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Extracción del Carbon

#### 3.3.11.1. Para la estructura salarial total

Los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías profesionales que componen la estructura total aparecen en el CUADRO 3.47, y se han representado en el GRAFICO III.97. Esta serie presenta un perfil con oscilaciones irregulares en torno a un ni



CUADRO 3.47.

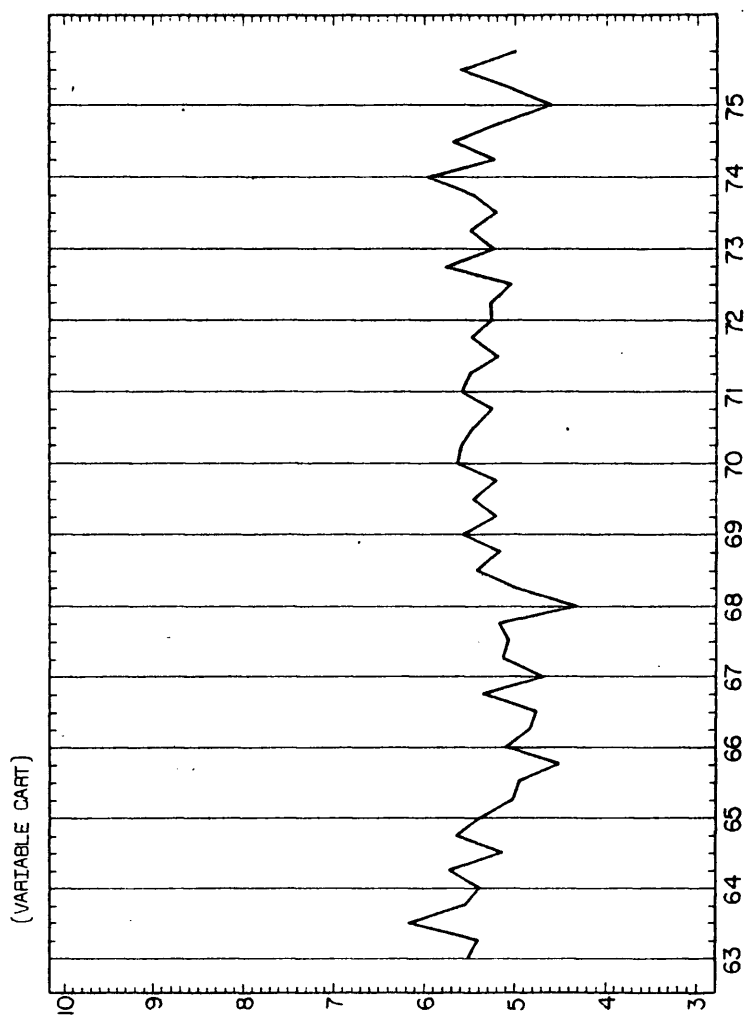
COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADEL CARBON (VARIABLE CART)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	5501	5404	6183	5519
1964	5390	5718	5124	5644
1965	5370	5007	4919	4986
1966	5102	4823	4769	5348
1967	4673	5131	5076	5175
1968	4307	4989	5427	5157
1969	5577	5191	5434	5190
1970	5628	5591	5433	5245
1971	5584	5495	5169	5492
1972	5238	5275	5048	5762
1973	5219	5490	5199	5441
1974	5938	5204	5671	5169
1975	4578	5021	5562	4984

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE EXTRACCION DE CARBON



vel que experimenta una estabilidad considerable. Se aprecia una ligera tendencia descendente en los tres primeros años. Durante 1966 y 1967 el nivel parece estabilizado y en 1968 se produce, tras una brusca contracción de la dispersión salarial, una elevación en el nivel, manteniéndose estabilizado hasta el final del periodo. Las variaciones de carácter errático constituyen una parte muy importante de la varianza total de la serie.

El nivel de empleo en este sector registra una pronunciada tendencia descendente a lo largo de todo el periodo en torno a la cual se registran oscilaciones de carácter cíclico. Tanto al principio como al final del periodo se producen variaciones intertrimestrales irregulares, relativamente más intensas. Las tasas de variación se recogen en el CUADRO A.3.23. del apéndice.

La intensidad en el uso de las horas extraordinarias alcanza en esta rama de actividad un nivel medio en comparación con las restantes ramas de actividad. La serie del número de horas extraordinarias por trabajador (CUADRO A.3.39. del apéndice) manifiesta una tendencia descendente hasta 1971, iniciándose entonces una pronunciada intensificación en la utilización de las horas extraordinarias.

Los ensayos realizados con las diversas variantes del modelo de regresión propuesto no ha producido ningún tipo de resultados positivos para la estructura salarial total de este sector. En este caso el modelo econométrico uniecuacional propuesto resulta completamente inadecuado para explicar el comportamiento de esta variable dependiente.

### 3.3.11.2. Para la estructura salarial de los operarios

Los datos de la dispersión salarial de la estructura correspondiente a las categorías de operarios aparecen en el CUADRO 3.48. y en el GRAFICO III.98. Los coeficientes de variación de los salarios medios de los operarios se comportan de manera marcadamente diferente de la evolución observada en la dispersión salarial referida a la estructura total. En este componente de la estructura salarial se manifiesta una tendencia a la progresiva ampliación de las diferencias salariales por categorías profesionales, que se mantiene hasta el primer trimestre de 1974. A partir de entonces se inicia una tendencia más acentuada de signo contrario. A lo largo de todo el periodo la dispersión salarial experimenta oscilaciones, con cierto carácter cíclico, en torno a su comportamiento tendencial.

Con estructuras ecuacionales con la especificación dinámica correspondiente a la incorporación de la variable dependiente desfasada se han obtenido los siguientes resultados:

#### ECUACION CAROP 1

$$\begin{aligned} \text{CAROP}_t = & 462.008 - 5.21024 \text{ TU}_t + 17.6209 \text{ E}_t + 487.834 \text{ P}_t \\ & (1.50) \quad (-1.68) \quad (2.42) \quad (3.10) \\ & - 34.5604 \text{ P}_t^2 + 0.441022 \text{ CAROP}_{t-1} \\ & (-2.93) \quad (3.18) \\ & \quad (0.1388) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.8302 & \bar{R}^2 &= 0.8113 & F &= 44.00 & DW &= 1.96 & K &= 1.25 \\ SE &= 151.87 \end{aligned}$$


---

CUADRO 3.48.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DEL CARBON (VARIABLE CAROP)

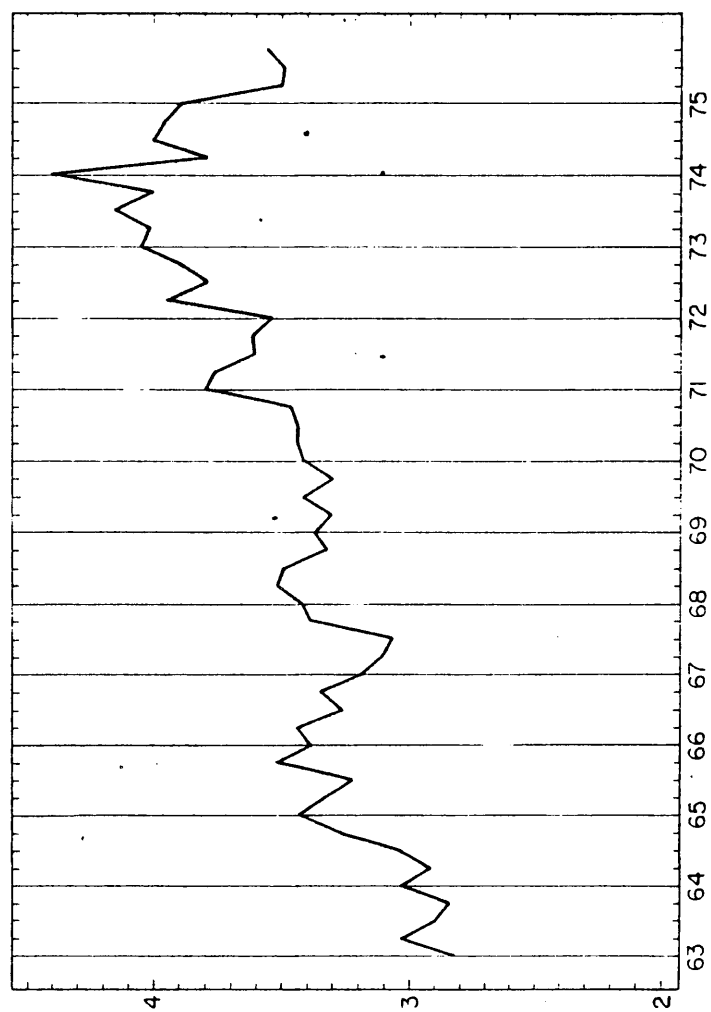
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2823	3030	2888	2841
1964	3035	2905	3036	3267
1965	3426	3336	3219	3520
1966	3377	3443	3266	3350
1967	3189	3112	3074	3399
1968	3423	3528	3494	3326
1969	3376	3300	3422	3290
1970	3426	3449	3430	3475
1971	3807	3767	3602	3618
1972	3530	3959	3787	3897
1973	4058	4025	4166	3998
1974	4400	3796	4007	3959
1975	3888	3494	3480	3559

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DE EXTRACCION DEL CARBON

(VARIABLE CAROP)



ECUACION CAROP 2

$$\begin{aligned}
 \text{CAROP}_t = & 260.342 + 18.3355 E_t + 498.605 P_t - 36.8634 P_t^2 \\
 & (0.91) \quad (2.48) \quad (3.12) \quad (-3.10) \\
 & + 0.498707 \text{ CAROP}_{t-1} \\
 & (3.67) \\
 & (0.1361)
 \end{aligned}$$

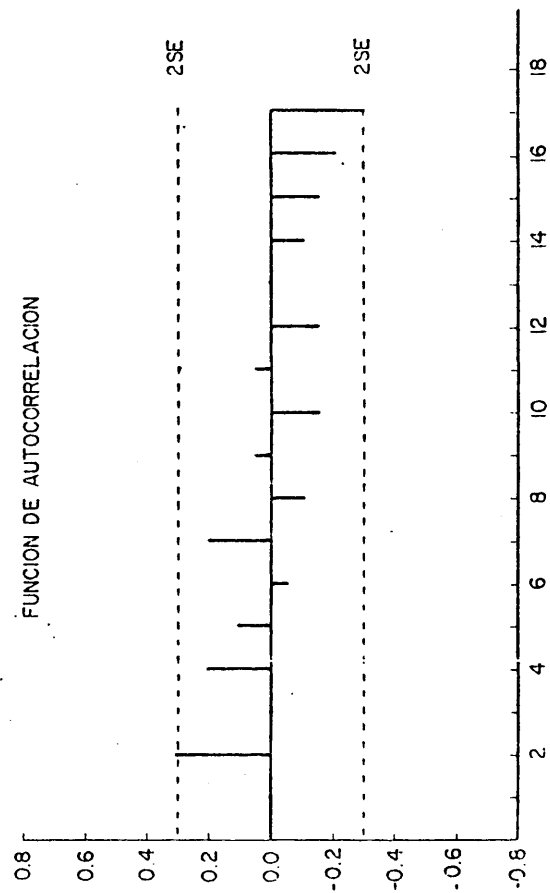
$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.8208 & \bar{R}^2 &= 0.8052 & F &= 52.68 & DW &= 1.95 & K &= 0.59 \\
 SE &= 154.30
 \end{aligned}$$

---

Aunque el parámetro de la tasa de variación del nivel relativo en la ecuación CAROP 1 es escasamente significativo los resultados de ambas estimaciones parecen aceptables. Sin embargo, el análisis de los residuos revelan la existencia de autocorrelación de carácter regular y de carácter estacional, como puede observarse en el análisis de residuos y el correlograma correspondientes a la ecuación CAROP 2 que aparecen en el CUADRO 3.49. y en el GRAFICO III.99. El valor del coeficiente de autocorrelación correspondiente al segundo retardo es significativamente distinto de cero y el valor del coeficiente de autocorrelación del cuarto retardo también presenta un valor relativamente elevado.

Por ello se han considerado otros resultados que se han obtenido con ecuaciones que no incorporan la variable dependiente desfaseada:

GRAFICO III.99.





CUADRO 3.49.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CAROP 2

MEDIA DE LA SERIE = -0.0157       $t = 0.0008$

DESVIACION TIPICA = 146.5446

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 20.5203

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
0.014	0.283	0.007	0.178	
5	6	7	8	
0.097	-0.072	0.185	-0.101	
9	10	11	12	
0.045	-0.147	0.058	-0.160	
13	14	15	16	17
0.005	-0.085	-0.163	-0.213	-0.277

VALOR DE  $\chi^2 = 19.4$

SE = 0.140

ECUACION CAROP 3

$$\text{CAROP}_t = -1059.13 - 5.60157 \text{ TIJ}_t + 10.5524 \text{ E}_t + 1345.93 \text{ P}_t$$

(-2.02)      (-1.83)      (1.82)      (8.78)

$$- 100.638 \text{ P}_t^2 + 0.902276 \text{ H}_t$$

(-7.69)      (4.14)

$R^2 = 0.8493$        $\bar{R}^2 = 0.8326$        $F = 50.72$        $DW = 1.76$

SE = 143.06

ECUACION CAROP 4

$$\begin{aligned}
 \text{CAROP}_t = & 1082.76 - 5.50235 \text{ TU}_t + 1351.03 \text{ P}_t - 100.785 \text{ P}_t^2 \\
 & (-2.03) \quad (-1.77) \quad (8.66) \quad (-7.57) \\
 & + 0.901124 \text{ H}_t \\
 & (4.06)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.8405 & \bar{R}^2 &= 0.8267 & F &= 60.62 & DW &= 1.93 \\
 SE &= 145.56
 \end{aligned}$$

---

El análisis de los residuos de estas estimaciones reflejan que la eliminación de la variable dependiente desfasada de la estructura de la ecuación permite obtener resultados significativos que superan el problema de la autocorrelación que aparecía en las ecuaciones CAROP 1 y CAROP 2. Dada la similitud del componente residual de ambas regresiones únicamente se expone el resultado correspondiente a la ecuación CAROP 3. El GRAFICO III.100. corresponde a los residuos de esta ecuación y el CUADRO 3.50. recoge los resultados del análisis de los mismos. Se puede observar la presencia de algunos residuos con valor negativo elevado que se corresponden con bruscas contracciones en el nivel de dispersión salarial. Ello afecta a la evolución de la varianza, pero no parece que pueda establecerse la existencia de heterocedasticidad (Vease la relación media-rango en el GRAFICO III.102). El valor del estadístico BOX-PIERCE es elevado y muy cercano al límite para el rechazo de la hipótesis de ruido blanco. Sin embargo, para retrasos inferiores los valores de este estadístico son plenamente aceptables ( $Q(8) = 3.85$  y  $Q(12) = 7.86$ ) Ello es debido a los altos valores de los coeficientes de correlación en

GRAFICO III.100.

456.

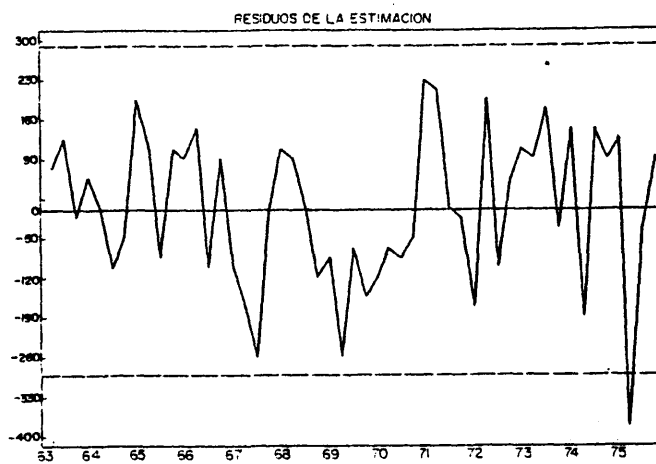


GRAFICO III.101.

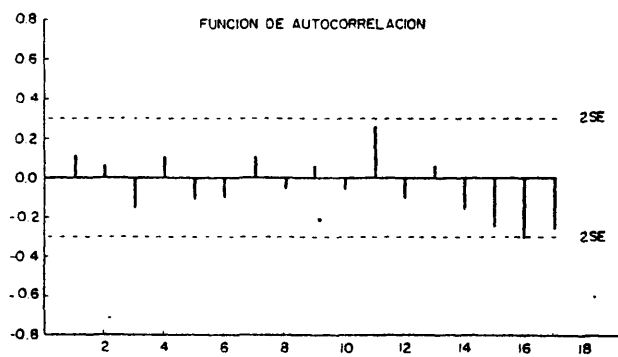
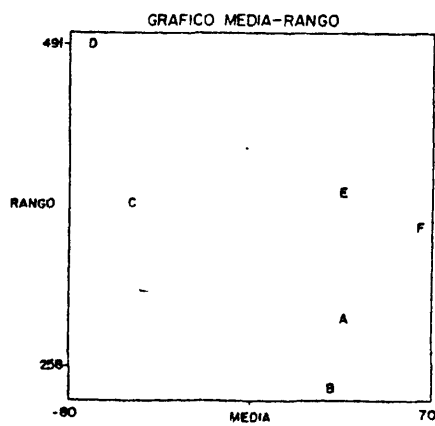


GRAFICO III.102.



CUADRO 3.50.ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION CAROP 3MEDIA DE LA SERIE = 0.0529       $t = 0.0028$ 

DESVIACION TIPICA = 134.4266

DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 18.8235

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
0.114	0.049	-0.147	0.105	Q(4)=2.45
5	6	7	8	
-0.076	-0.096	0.094	-0.060	Q(8)=3.85
9	10	11	12	
0.074	-0.041	0.252	-0.089	Q(12)=7.86
13	14	15	16	17
0.067	-0.131	-0.228	-0.318	-0.259

VALOR DE  $\chi^2 = 20.2$ 

SE = 0.140

las proximidades del retardo 16 producidos por el hecho de que algunos de los valores extremos de los residuos se hallan separados por esa distancia (Vease el correlograma de los residuos en el GRAFICO III.101). La barra correspondiente al retraso once puede obedecer a la misma causa.

De las ecuaciones CAROP 3 y CAROP 4 puede deducirse, en primer lugar, que la estructura salarial de los operarios en la rama del carbón refleja algún tipo de sensibilidad al nivel relativo de paro exist

tente en el mercado de trabajo, aunque la estructura de las ecuaciones, que incorporan la tasa de variación del nivel relativo de paro como una tosca aproximación dinámica, no permite determinar ni el carácter ni la importancia cuantitativa de esa influencia.

En la ecuación CAROP 3 la tasa de variación en el nivel de empleo sectorial resulta significativa presentando un signo positivo - que implica la existencia de una relación directa entre el nivel de dispersión salarial y el dinamismo de la demanda sectorial de trabajo. Sin embargo, su inclusión afecta muy ligeramente a los parámetros de las restantes variables y la elasticidad de la dispersión salarial con respecto a esta variable es prácticamente despreciable a lo largo de todo el periodo.

Los parámetros estimados para  $P$  y  $P^2$ , en ambas ecuaciones, implican el siguiente comportamiento de la dispersión salarial frente a la tasa de variación del índice del coste de la vida: a tasas de inflación bajas, una aceleración de la inflación repercute en una ampliación de las diferencias salariales reflejando una velocidad de reacción mayor de los salarios más elevados; conforme las tasas de inflación van siendo mayores, este efecto se ve cada vez más atenuado, de forma que a tasas de inflación superiores al 6'7 % predomina el efecto contrario, reflejando en esta situación una velocidad de reacción mayor de los salarios más bajos por la existencia de los mecanismos de "subidas lineales". Las elasticidades de la dispersión salarial con relación a  $P$  reflejan este comportamiento.

ELASTICIDADES CON RELACION A P

<u>ECUACION</u>	<u>EN LOS VALORES MINIMOS</u>	<u>EN LOS VALORES MAXIMOS</u>
CAROP 3	0.7404	-1.2159
CAROP 4	0.7447	-1.2226

Por último en ambas ecuaciones los parámetros de la variable H son significativos con signo positivo, según el cual la mayor intensidad en la realización de horas extraordinarias contribuye al aumento de la dispersión de los salarios medios de los operarios. El valor de las elasticidades con relación a esta variable en el punto medio es 0.1558 en ambas ecuaciones.

### 3.3.12. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Extracción de Minerales Metálicos

#### 3.3.12.1. Para la estructura salarial total

Los datos de la dispersión salarial referidos a la estructura total de este sector están recogidos en el CUADRO 3.51. y en el GRÁFICO III.103. Esta serie experimenta una fuerte tendencia decreciente a partir de 1968, de forma que entre el primer y último año del periodo el nivel de dispersión salarial se reduce en más de un 50 %. - El comportamiento tendencial es dominante en el valor de la varianza total de la serie. Las oscilaciones en torno a la tendencia no parecen seguir una regularidad de carácter cíclico.

El nivel de empleo en esta rama de actividad es comparativamente muy bajo, lo que repercute en una escasa representatividad de los datos de salarios medios desagregados. Se registra un constante descenso en el nivel de empleo, alcanzándose al final del periodo una reducción en las cifras de empleo total superior al 50 %. Las oscilaciones en torno a la tendencia que van atenuándose a lo largo del periodo no tienen carácter regular. Las tasas de variación de esta va-

CUADRO 3.51.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADE MINERALES METALICOS(VARIABLE MMT)

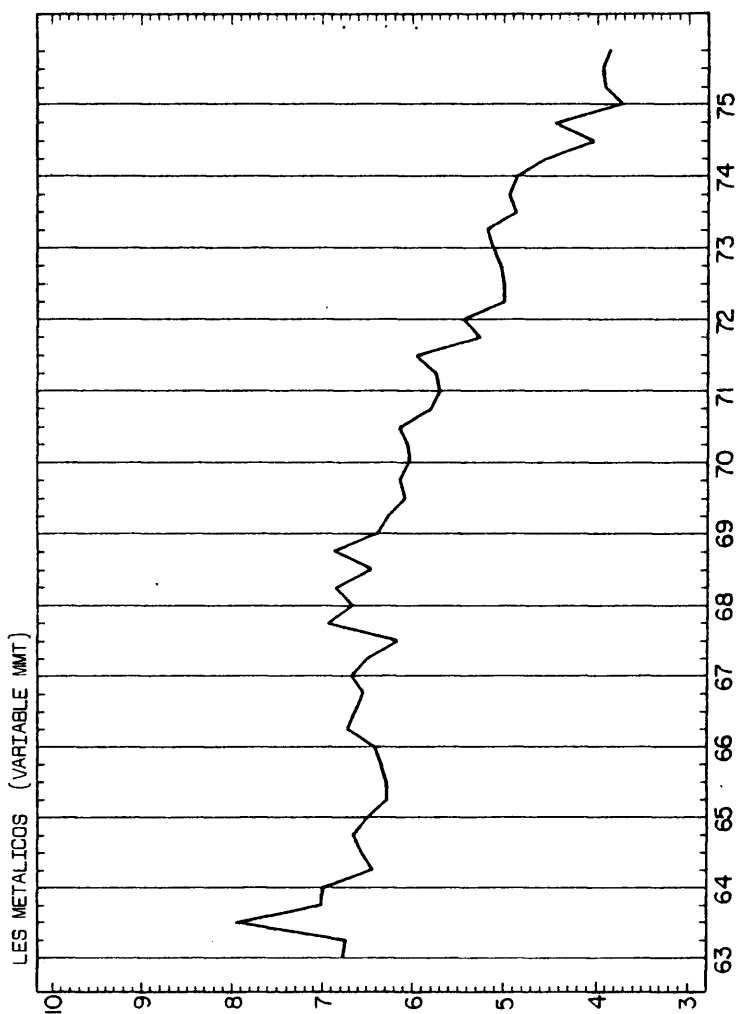
(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	6778	6749	7971	7009
1964	6985	6414	6552	6680
1965	6491	6288	6298	6348
1966	6438	6742	6634	6546
1967	6696	6481	6166	6940
1968	6653	6842	6467	6872
1969	6398	6289	6093	6133
1970	6022	6059	6158	5792
1971	5707	5739	5962	5264
1972	5435	4996	4992	5013
1973	5115	5185	4854	4947
1974	4861	4541	4011	4478
1975	3705	3901	3942	3839

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.103.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE EXTRACCION DE MINERA





riable aparecen en el CUADRO A.3.24. del Apéndice.

La intensidad en el uso de las horas extraordinarias es muy elevada en este sector. La serie de horas extraordinarias por trabajador empleado (CUADRO A.3.40. del apéndice) experimenta un fuerte crecimiento.

El análisis de regresión efectuado no ha permitido encontrar ninguna relación significativa de la dispersión salarial de la estructura total con las variables que recogen el estado de tensión del mercado de trabajo. El fuerte componente tendencial de la variable dependiente hacen que el modelo de regresión utilizado no sea adecuado para la explicación del comportamiento de esta parte de la estructura salarial.

### 3.3.12.2. Para la estructura salarial de los operarios

La serie de los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías de operarios se recoge en el CUADRO 3.52., y en el GRAFICO III.104. En este caso la dispersión salarial muestra una suave tendencia inversa a la registrada en la estructura total. Durante los tres primeros trimestres de 1974 se producen intensas reducciones en las diferencias salariales, manteniéndose a partir de entonces un nivel de dispersión salarial más bajo. Las variaciones experimentadas durante 1968 y 1969 reflejan un claro comportamiento estacional, que se repite con mayor intensidad y con una estructura estacional distinta en los años 1972 y 1973. Estas irregularidades configuran un tipo de heterocedasticidad según el cual la varianza de la serie es considerablemente mayor a partir de 1970. La persis—

CUADRO 3.52.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE MINERALES METALICOS (VARIABLE MMOP)

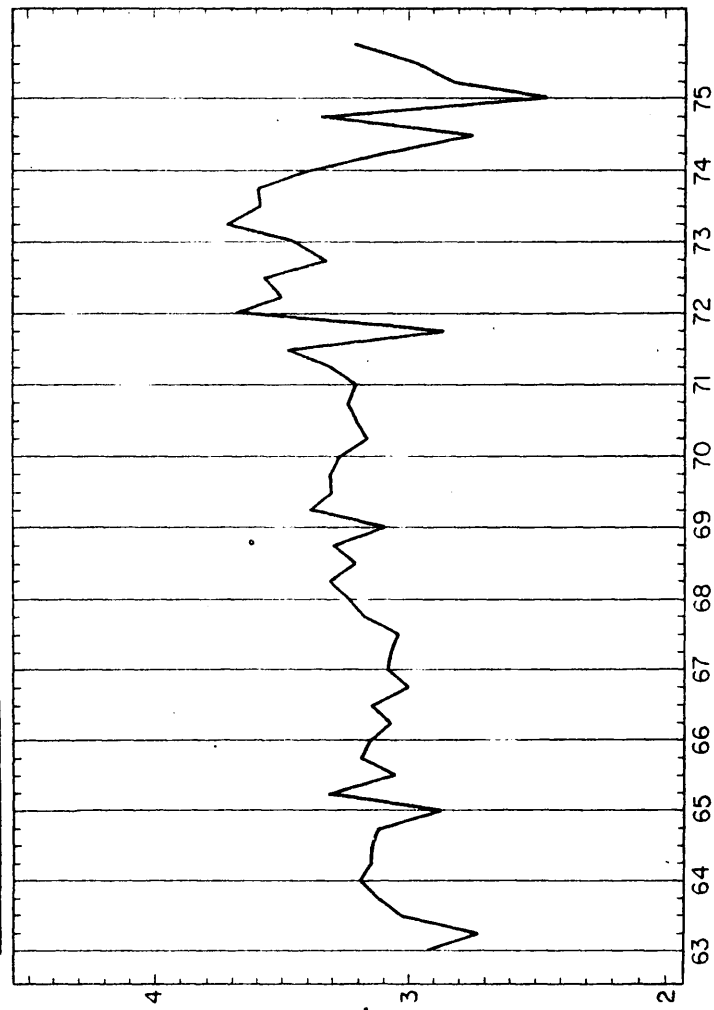
(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas)(Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	2917	2717	3035	3121
1964	3198	3153	3149	3129
1965	2872	3326	3056	3178
1966	3153	3072	3151	2990
1967	3083	3073	3048	3181
1968	3240	3312	3217	3305
1969	3094	3393	3307	3311
1970	3272	3167	3212	3244
1971	3217	3300	3484	2864
1972	3687	3409	3574	3325
1973	3460	3723	3581	3591
1974	3407	3085	2742	3352
1975	2466	2822	2968	3216

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

GRAFICO III.104.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DE EXTRACCION  
DE MINERALES METALICOS (VARIABLE MMOP)



tencia de un componente estacional residual y el carácter heterocedástico de la serie de la variable dependiente se manifiestan en los residuos de todas las regresiones realizadas con el modelo propuesto invalidando los resultados obtenidos. Se incluyen, a título de ejemplo, los resultados de la siguiente estimación:

ECUACION MMOP 1

$$MMOP_t = 1874.16 - 9.72641 TU_t + 484.663 P_t - 39.8622 P_t^2$$

(4.98)      (-2.34)      (3.56)      (-3.43)

$$R^2 = 0.3786 \quad \bar{R}^2 = 0.3390 \quad F = 9.55 \quad DW = 2.08$$

$$SE = 197.46$$

---

Los parámetros estimados resultan significativos y sus valores indican la existencia de una sensibilidad de la dispersión salarial respecto al nivel relativo de paro y una relación con la tasa de variación de los precios homogénea con la encontrada en la mayoría de los casos en los que se han alcanzado resultados positivos. Pero los residuos de esta regresión reflejan la estacionalidad y la heterocedasticidad de la variable dependiente. Del GRAFICO III.105 se desprende a simple vista el carácter no estacionario en la varianza de la serie residual. El gráfico media-rango (GRAFICO III.107) permite comprobar que la evolución de la desviación típica de los residuos no guarda una relación sistemática con la media local de los mismos, de forma que esta heterocedasticidad no puede ser eliminada mediante transformaciones de las variables de la regresión. Aunque el valor del estadístico BOX-PIERCE tenga un valor bajo (Vease el análisis de los residuos del CUADRO 3.53.), el valor del coeficiente de -

GRAFICO III.105.

466.

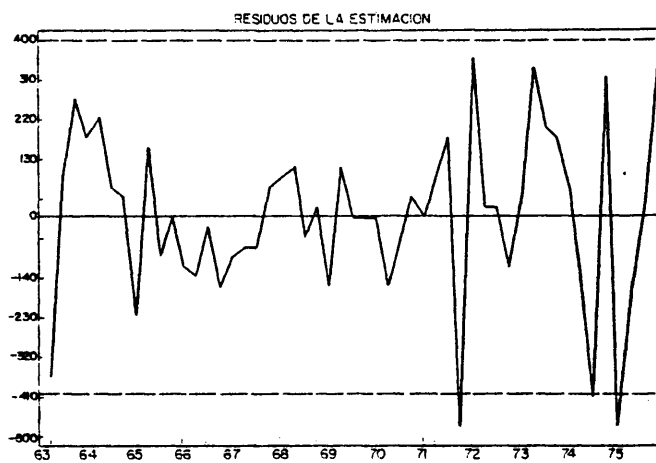


GRAFICO III.106.

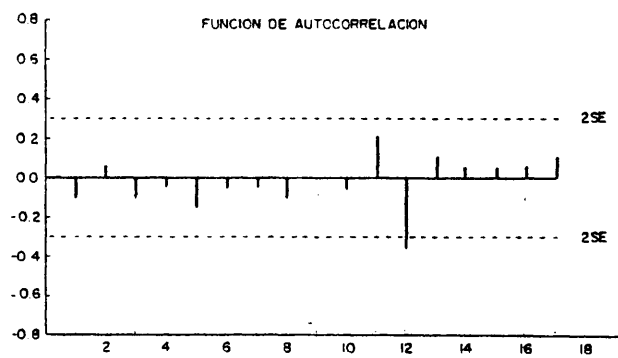
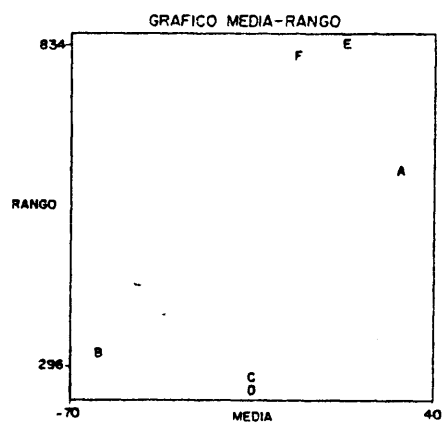


GRAFICO III.107.



autocorrelación correspondiente al desfase doce (Vease el correlograma en el GRAFICÓ III.106.) es significativamente distinto de cero, y obedece a la persistencia del componente estacional observado en la variable dependiente.

CUADRO 3.53.

ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION MMOP 1

MEDIA DE LA SERIE = -2.9000                      t = 0.1101  
 DESVIACION TIPICA = 188.1322  
 DESVIACION TIPICA DE LA MEDIA = 26.3438

VALORES DE LOS COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION

1	2	3	4	
-0.099	0.056	-0.085	-0.026	
5	6	7	8	
-0.132	-0.065	-0.047	-0.102	
9	10	11	12	
0.015	-0.037	0.195	-0.326	
13	14	15	16	17
0.076	0.026	0.033	0.026	0.093

VALOR DE  $\chi^2 = 11.1$

SE = 0.140

3.3.13. La dispersión salarial por categorías profesionales en las ramas de Imprentas y Editoriales, Calzado y Extracción de Minerales no metálicos.

En las ramas de actividad de Imprenta y Editoriales, Calzado y extracción de minerales no metálicos, no se han alcanzado ningún tipo de resultados con las diversas variantes ensayadas del modelo - econométrico planteado. Los resultados han sido completamente negativos, tanto para el comportamiento de la dispersión salarial de la estructura total como para el comportamiento de la dispersión salarial de la estructura de las categorías de operarios. Las series - de dispersión salarial de estas ramas de actividad muestran una gran irregularidad, de forma que el modelo econométrico resulta inadecuado para explicar una evolución que parece fuertemente condicionada - por variaciones erráticas y bruscos cambios de nivel que pueden deberse a problemas en la representatividad de los datos o a fuertes - impactos de carácter institucional específicos de cada sector.

El contenido de este apartado se limita a la exposición y comentario de las distintas series de dispersión salarial de cada rama de actividad. Los cuadros de los coeficientes de variación aparecen en el apéndice del capítulo (CUADROS A.3.44., A.3.45., A.3.46., A.3.47. A.3.48. y A.3.49.), junto con el resto de las variables sectoriales de estas ramas de actividad (las tasas de variación intertrimestral del empleo sectorial en los CUADROS A.3.25., A.3.26, y A.3.27. Y - las series del número de horas extraordinarias por trabajador en los CUADROS A.3.41., A.3.42. y A.3.43.).

5.13.1. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Imprentas y Editoriales.

La serie de los coeficientes de variación de los salarios medios correspondientes a la estructura total, que aparece representada en el GRAFICO III.108, tiene un comportamiento completamente atípico respecto a todas las series de dispersión salarial analizadas. Entre el primer trimestre de 1971 y el primer trimestre de 1972 se producen sucesivas ampliaciones en las diferencias salariales, de forma que el nivel de dispersión salarial se ve aumentado en un sólo año en más de un 35 %. A partir del primer trimestre de 1973 se inicia una progresiva reducción de las diferencias salariales, que aun siendo intensa no permite que se alcance el nivel de dispersión salarial anterior a 1971.

La evolución de esta serie parece responder a un proceso del tipo "paseo aleatorio". Para comprobar esta hipótesis se ha estimado la función de autocorrelación simple de las primeras diferencias regulares de la serie. El GRAFICO III.109. es el correlograma de la serie  $\Delta$ IMT. La inexistencia de valores significativos en los coeficientes de autocorrelación y el valor del estadístico BOX-PIERCE permiten la aceptación de la hipótesis de ruido blanco que implican la posibilidad de considerar a la variable dependiente como un proceso "paseo aleatorio". Obviamente este comportamiento de la serie de dispersión salarial no puede ser explicado en términos del modelo propuesto.

La serie de los coeficientes de variación de los salarios medios de las categorías de operarios, que aparece representada en el GRAFICO III.110., presenta un perfil marcadamente diferente. En es



GRAFICO III.108.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA DE IMPRENTAS Y EDITORIALES.

(VARIABLE IMT)

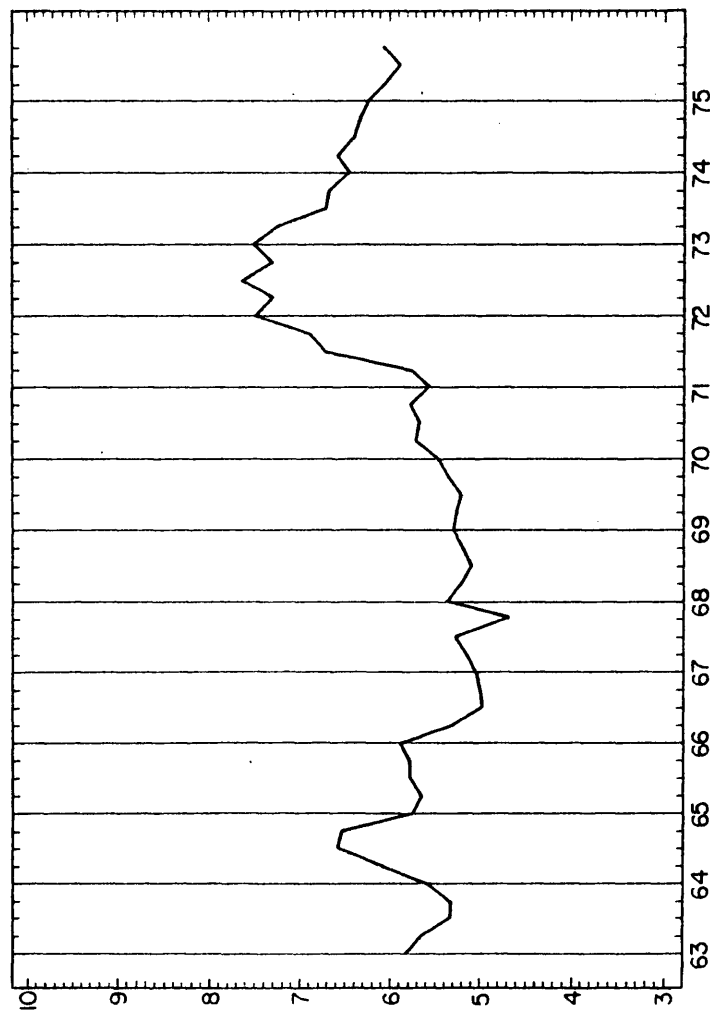
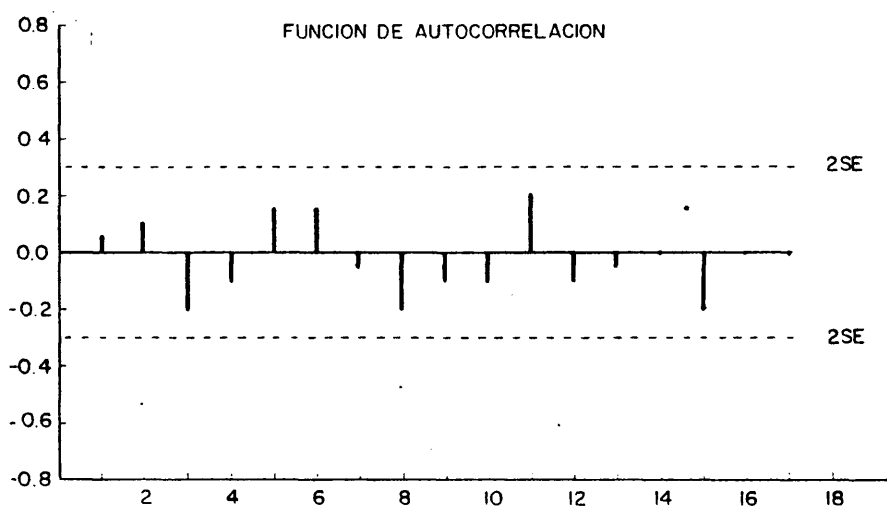


GRAFICO III.109.



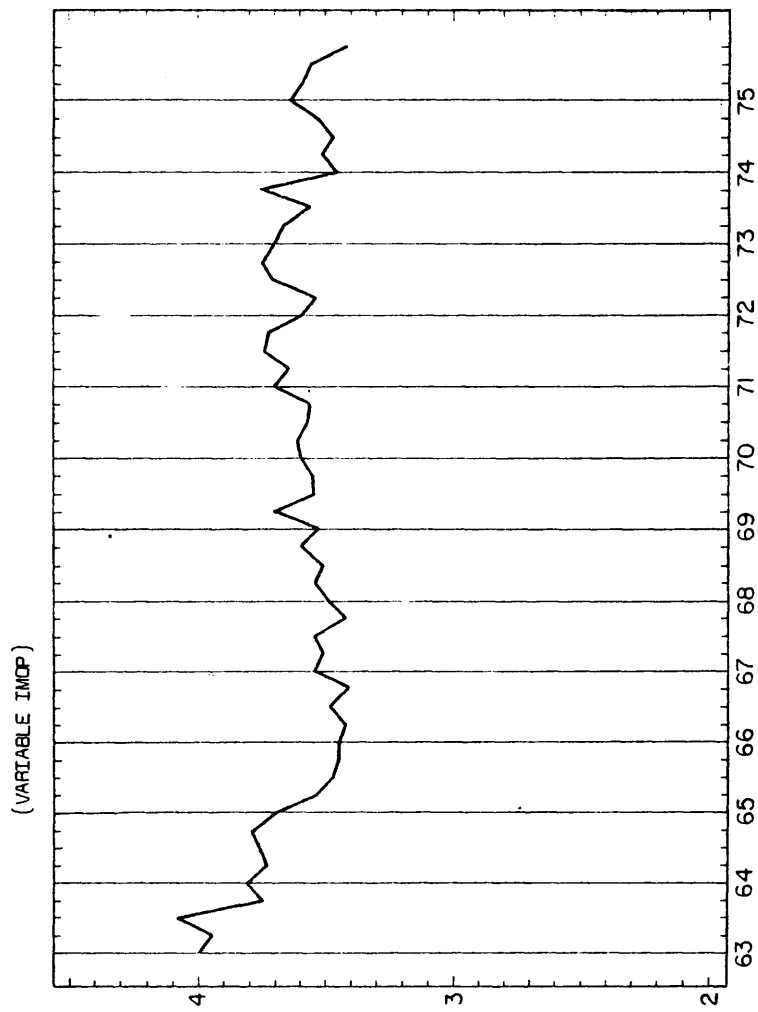
te caso el cambio de nivel se produce en 1965. A partir de entonces la dispersión salarial experimenta una tendencia suavemente creciente hasta 1971, y a partir de entonces decrece levemente con algunas oscilaciones bruscas y otras que reflejan la existencia de un comportamiento estacional residual en los años 1971 y 1972.

### 3.3.13.2. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama del Calzado.

En esta rama de actividad la dispersión salarial correspondiente a la estructura total, representada en el GRAFICO III.111. registra oscilaciones de carácter irregular y de gran intensidad, tanto al principio como al final del periodo. Por ejemplo entre el cuarto trimestre de 1964 y el primer trimestre de 1965 se registra una

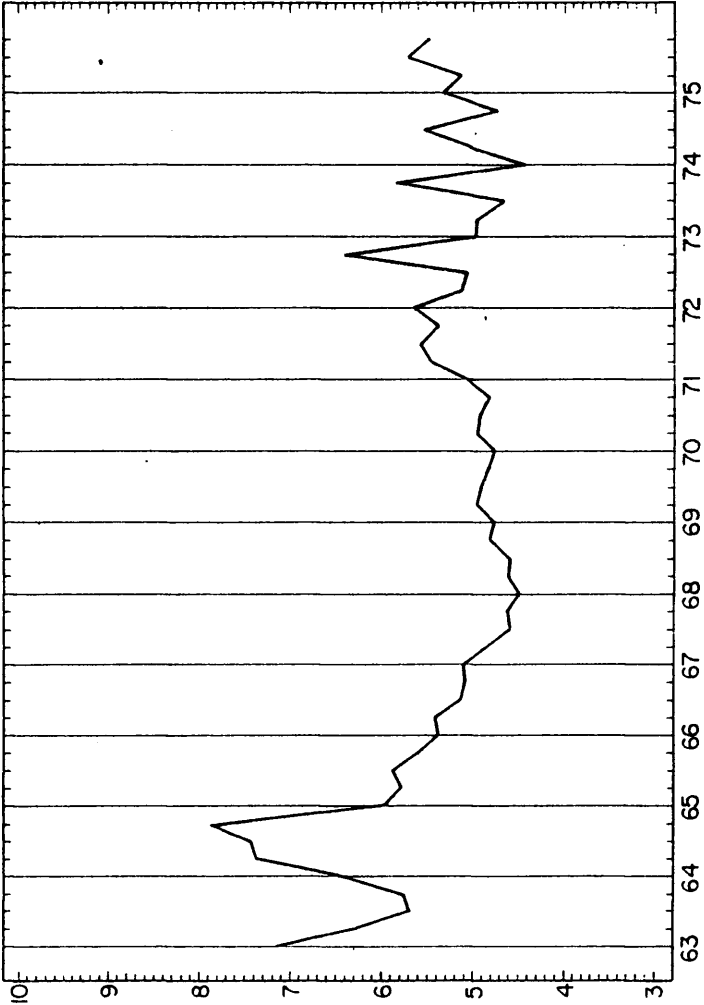
GRAFICO III.110.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS DE LA RAMA DE IMPRENTAS Y EDITORIALES.



DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DEL CALZADO.

(VARIABLE CZT)



contracción en el nivel de dispersión salarial superior al 27 %. Estas variaciones de carácter irregular dominan el comportamiento de la varianza total de la serie, y le dan un claro carácter no estacionario en su varianza. Esta heterocedasticidad, dado que la desviación típica no evoluciona con la media, no puede ser eliminada por una simple transformación de la serie. Las fuertes variaciones de 1972 y 1973 parecen responder a un cierto esquema estacional, que refleja la inadecuación del método X-11 para eliminar la estacionalidad de las series salariales de esta rama de actividad que sirven de base para el cálculo de los coeficientes de variación.

La serie de la dispersión de los salarios medios de las categorías de operarios, que aparece representada en el GRAFICO III.112., refleja más atenuadamente el mismo tipo de problemas. Las oscilaciones bruscas dominan sobre cualquier otro tipo de variación observable y la varianza de la serie aumenta considerablemente en los dos últimos años. En 1966 se produce un pronunciado cambio en el nivel de dispersión salarial.

### 13.3. La dispersión salarial por categorías profesionales en la rama de Extracción de Minerales no Metálicos.

La rama de extracción de minerales no metálicos es la de menor nivel de empleo de todas las ramas de actividad abarcadas por la encuesta de salarios. Según los datos de esta fuente, el número de trabajadores empleados oscila en torno a los 15.000. El bajo nivel de empleo de esta rama de actividad afecta a la representatividad de los datos salariales desagregados por categorías profesionales.

DISPERION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DEL CALZADO.

(VARIABLE CZOP)

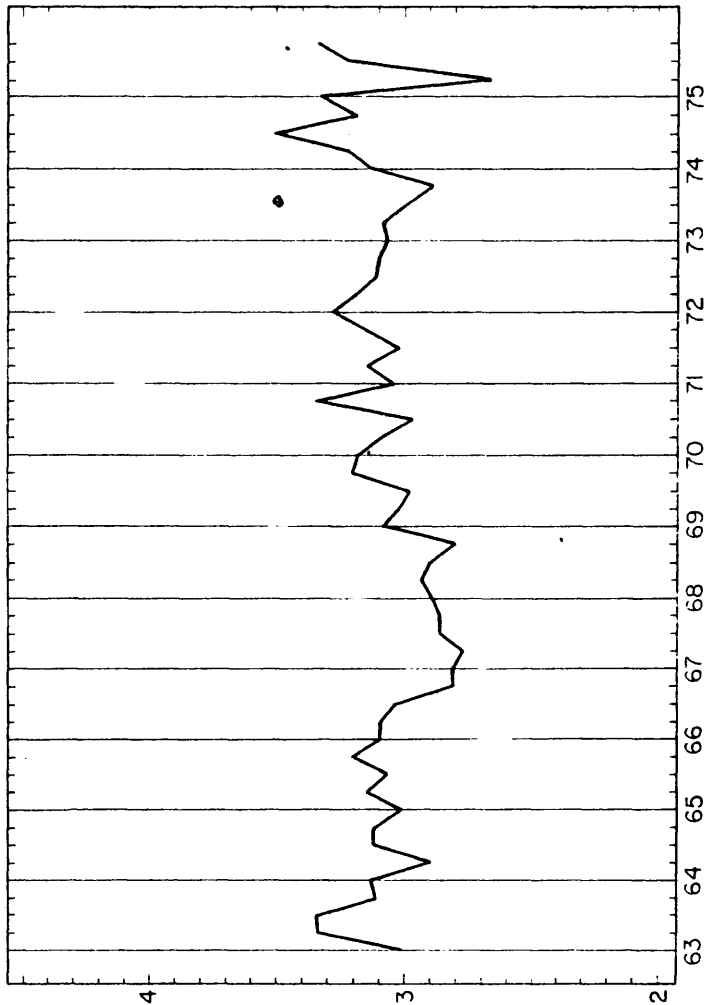
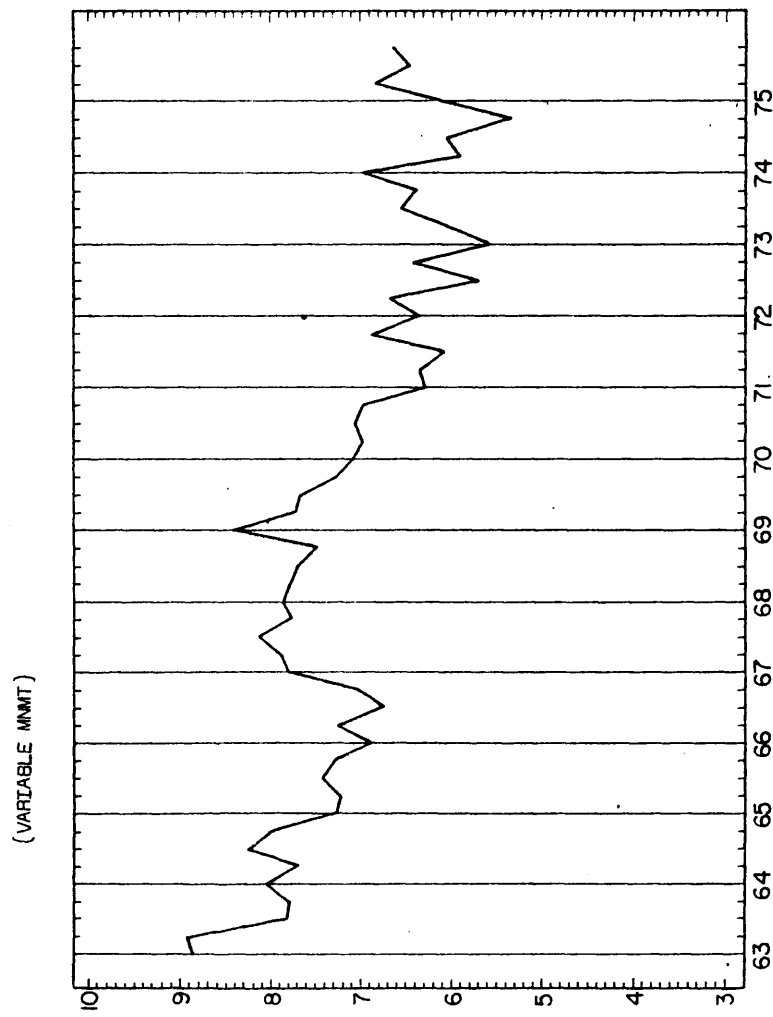


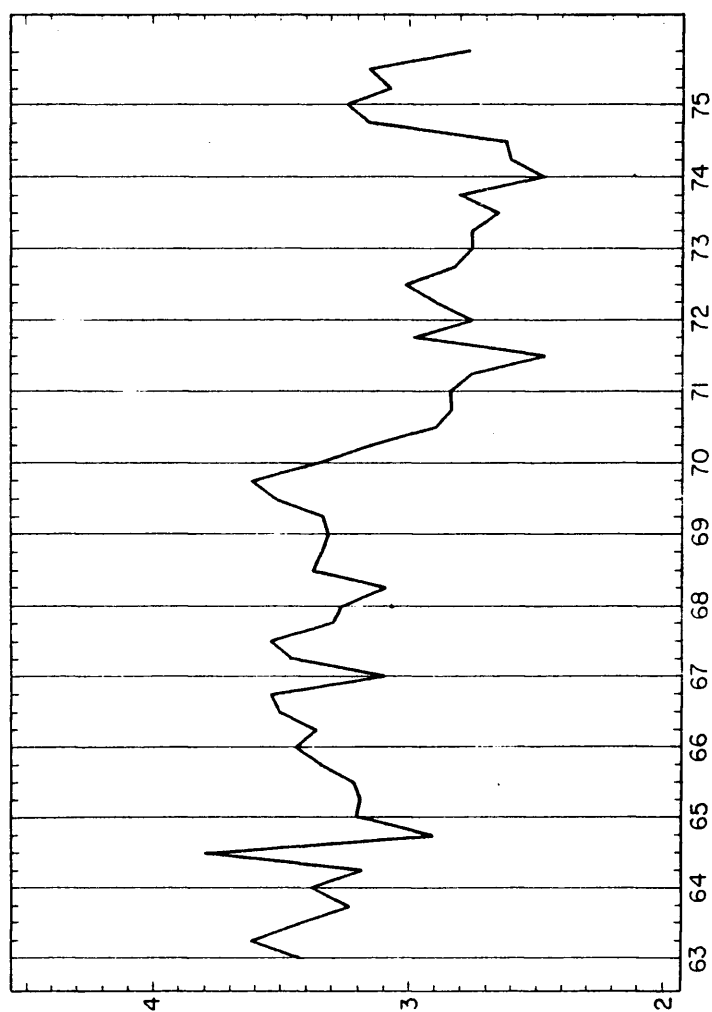
GRAFICO III.113.

DISPERSION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL EN LA RAMA DE EXTRACCION DE MINERALES NO METALICOS.



DISPERISION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS EN LA RAMA DE EXTRACCION DE MINERALES

NO METALICOS. (VARIABLE MINICOP)





Los coeficientes de variación referidos a la estructura salarial total (GRAFICO III.113.) presentan fuertes variaciones erráticas en torno a una tendencia decreciente, registrándose además cambios acentuados en el nivel de dispersión salarial en 1966 y en 1970. La varianza de la serie es considerablemente mayor a partir de 1971.

Las variaciones erráticas y los bruscos cambios de nivel son más acentuados todavía en la serie de los coeficientes de variación correspondientes a la estructura salarial de los operarios (GRAFICO III.114).

### 3.4. INTERPRETACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS EN LAS ESTIMACIONES ECONOMETRICAS

En el apartado anterior se ha realizado una valoración e interpretación de cada una de las estimaciones efectuadas. En este apartado se pretende establecer conclusiones de carácter general en un doble plano: Por una parte, es necesario valorar globalmente la eficacia del método empírico empleado y sistematizar las dificultades econométricas que se han presentado con vistas a la mejora en la especificación del modelo y en los métodos de estimación en posteriores profundizaciones que tengan una perspectiva sectorial acotada. Y por otra parte, es necesario discutir la evidencia proporcionada por todas las estimaciones realizadas sobre el comportamiento de la estructura salarial española por categorías profesionales en relación al cuerpo teórico enunciado en el segundo apartado de este capítulo.

Desde un punto de vista econométrico, se pueden sintetizar las razones por las que en algunos casos el modelo propuesto no ha permitido alcanzar resultados positivos o las estimaciones realizadas han resultado insatisfactorias, en los siguientes puntos:

- a) El modelo propuesto resulta inadecuado para aquellas series de dispersión salarial por categorías profesionales que muestren un comportamiento tendencial acusado. La imposibilidad de incluir variables sectoriales, con la periodicidad y la fiabilidad requeridas, que sean representativas de la evolución de la cualificación de la mano de obra, introduce en estos casos un error de especificación que hace fracasar el modelo.
- b) La escasa representatividad de los datos de los salarios medios de cada categoría profesional en cada rama de actividad proporcionados por la encuesta de salarios, repercute en la presencia de fuertes oscilaciones erráticas de la mayoría de las series de dispersión salarial, calculadas con estos datos. Cabe afirmar que dicho problema es especialmente agudo en las ramas de actividad con un nivel de empleo comparativamente reducido.
- c) En algunos casos las series de dispersión salarial muestran bruscos cambios de nivel, que implican un tipo de no estacionariedad que no es posible explicar con un modelo general con las características del que aquí se ha expuesto.
- d) En bastantes de las series de dispersión salarial aparecen oscilaciones más intensas en las observaciones correspondientes a los primeros años del periodo, dando lugar a un tipo de heterocedasticidad que no desaparece mediante la simple transformación logarítmica. Estas perturbaciones pa

recen responder a la inadecuada rotación en la muestra en los primeros años de elaboración de la encuesta. El hecho de que dichas oscilaciones se produzcan también en las series de empleo y en las de horas extraordinarias de los mismos sectores confirman esta hipótesis. El carácter heterocedástico de las series de las variables dependientes se manifiestan en las series de los residuos, afectando a la eficiencia de los estimadores mínimo-cuadráticos empleados.

- e) A pesar de que los coeficientes de variación se han calculado a partir de las series desestacionalizadas de los salarios medios de las distintas categorías profesionales, las series de dispersión salarial reflejan en algunos casos un componente estacional no eliminado por el método X-11. Este comportamiento de la variable dependiente repercute en la presencia de autocorrelación serial de carácter estacional en los residuos de las estimaciones correspondientes.
- f) Por último, las especificaciones dinámicas introducidas se han revelado como inadecuadas en algunos casos y en otros como una aproximación excesivamente tosca y simple, lo que ha dado lugar, en esos casos, a resultados negativos o muy pobres.

A pesar de estas limitaciones el modelo econométrico general propuesto ha permitido alcanzar, en bastantes sectores, casi la totalidad de los más significativos desde el punto de vista del nivel relativo de empleo, estimaciones satisfactorias o al menos estimaciones que pueden aceptarse con carácter provisional, que permiten extraer algunas conclusiones sobre el comportamiento de las dife-

rencias salariales por categorías profesionales.

Asimismo, la amplitud de la experimentación econométrica realizada ha permitido obtener algunos criterios para el trabajo de mejora de los resultados en la estimación de modelos sobre el comportamiento de la estructura salarial por categorías profesionales desde una perspectiva estrictamente sectorial.

- a) A la vista de las dificultades presentadas por la persistencia en algunos casos de un componente estacional, de difícil interpretación, cuando las series de dispersión salarial han sido calculadas sobre datos desestacionalizados, parece conveniente iniciar un trabajo de profundización sectorial a partir de los coeficientes de variación correspondientes a las series salariales originales e incluir el componente estacional en el modelo.
- b) Desde una perspectiva sectorial sería necesario realizar las intervenciones en las series de dispersión salarial que permitan tratar adecuadamente las observaciones atípicas o los cambios bruscos en el nivel que respondan a errores en los datos, a cambios significativos en la muestra o a hechos institucionales singulares de cada sector. El caso de la estructura salarial total de la rama del textil es bastante significativo al respecto. Con los datos de la variable dependiente sin corrección no existía relación significativa entre la dispersión salarial y el nivel relativo de paro. Sin embargo la realización de una intervención, mediante una variable artificial que corregía una observación atípica imputable a un error en los datos, ha permitido establecer un comportamiento anticíclico, cuantitativamente importante, de ese componente de la estructura salarial.

- c) En la especificación de los modelos de carácter sectorial - es necesario prestar una considerable atención a la introducción de los elementos dinámicos adecuados. Para ello resulta más aconsejable la utilización de los modelos multivariantes uniecuacionales que la experimentación con especificaciones dinámicas introducidas apriorísticamente.

Desde el punto de vista de la evidencia proporcionada por el análisis econométrico realizado en este capítulo en relación a las hipótesis formuladas sobre el comportamiento de la estructura salarial por categorías profesionales, cabe establecer una división de las conclusiones entre aquellas que hacen referencia a la relación entre la dispersión salarial y la tensión relativa existente en el mercado de trabajo y aquellas que hacen referencia a la relación con la tasa de variación del índice de precios.

Respecto a la relación de la dispersión salarial por categorías profesionales con la situación de tensión relativa existente en el mercado de trabajo, hay que subrayar que en las ramas del Metal, Alimentación, Textil, Caucho, Electricidad y Extracción del Carbon, se han obtenido estimaciones en las que el nivel relativo de paro es una variable significativa en la explicación del comportamiento de alguno de los componentes de la estructura salarial por categorías profesionales. Las elasticidades estimadas en todos los casos con relación a esta variable son bastante similares, y aunque son algo reducidas, no parecen excesivamente diferentes de las encontradas en otros países. En todos estos casos la relación encontrada confirma el carácter anticíclico de los movimientos de las diferencias salariales por categorías profesionales, en conformidad con las diversas hipótesis teóricas formuladas.

Unicamente en la rama del Papel se ha encontrado una relación de carácter procíclico en la estructura salarial de los operarios. Pero esta relación corresponde a una estimación que no resulta aceptable ni siquiera a nivel provisional. En las ramas de la Construcción, Petróleo y Extracción de Minerales Metálicos se ha encontrado una relación significativa entre alguno de los componentes de la estructura salarial por categorías profesionales y la tasa de variación en el nivel relativo de paro. Dicha relación constituye una tosca aproximación a la estructura dinámica y no permite determinar el carácter cíclico o anticíclico de los movimientos de las diferencias salariales, pero — implica la existencia de una relación entre la estructura salarial — por categorías profesionales y el grado de tensión existente en el — mercado de trabajo a nivel agregado.

La posibilidad de extraer conclusiones válidas con carácter general a partir de la evidencia empírica proporcionada por el modelo — econométrico, se encuentra limitada por los casos en que no se han al — canzado ningún tipo de resultados, aunque en la mayoría de los casos el fracaso en la estimación del modelo sea atribuible a problemas en los datos o a una inadecuación del mismo modelo.

Sin embargo, los resultados positivos alcanzados y la importan — cia de los sectores en los que se han logrado estimaciones aceptables permiten rechazar con toda claridad las versiones que han interpreta — do la atipicidad del mercado de trabajo español en términos de una — "notable estabilidad" de la estructura salarial por categorías profe — sionales e incluso en términos del carácter procíclico de sus movi — mientos. J. BADOSA, en uno de los pocos artículos que han abordado el tema de la estructura salarial española, establece lo siguiente: "Lo — primero que puede constatarse es la notable estabilidad de la estruc —

tura salarial (por categorías profesionales) a lo largo de esos años (1964-1976)" (32), y que "lo paradójico de la economía española es -- que las principales diferencias salariales no se cierran (incluso se abren en ciertos sectores importantes) en una época de expansión, y por el contrario, disminuyen con el reciente proceso recesivo. Exactamente, lo contrario de lo que predicen los diversos modelos teóricos y muestra la evidencia empírica en la mayoría de las economías desarrolladas" (33)

Estas conclusiones se encuentran fuertemente condicionadas por -- la forma empleada para medir las diferencias salariales; la utilización de datos anuales y el cálculo de los coeficientes máximo-mínimo en vez de los coeficientes de variación hacen perder sensibilidad a -- la medida de los abanicos salariales. Pero sobre todo el análisis a -- nivel puramente descriptivo impide distinguir la influencia ejercida por las distintas variables en el comportamiento de las diferencias -- salariales, lo que lleva, por ejemplo, a atribuir el estrechamiento -- observado en los abanicos salariales durante los últimos años a la -- situación de recesión económica en vez de a la influencia de la tasa de variación de los precios o a otros posibles factores de carácter -- tendencial.

Cuando las diferencias salariales se miden trimestralmente a -- través de los coeficientes de variación y la relación con la evolución cíclica de la economía se establece en el marco de un modelo económico que incorpora el nivel relativo de paro y la tasa de variación del índice del coste de la vida como variables explicativas, la

---

(32) J. BADOSA: "La estructura salarial y el funcionamiento del mercado de trabajo en España" Información Comercial Española Nº 553, pag. 44, 1979.

(33) Idem, pag. 50.

conclusión que se alcanza, en aquellos casos en los que el modelo funciona, es exactamente la contraria que la deducida por BADOSA: La estructura salarial española ha sido sensible durante el período considerado a la situación de tensión relativa del mercado de trabajo y la relación entre la dispersión salarial y el nivel relativo de paro es de carácter anticíclico. Ello significa un comportamiento coherente con las predicciones del cuerpo teórico de la economía laboral y con la evidencia empírica de la mayoría de los países.

Los resultados alcanzados en este trabajo también contradicen - las conclusiones que sobre el comportamiento de las diferencias salariales sobre el sector del Metal establece LI.FINA en los siguientes términos: "Del análisis de la evolución a corto plazo de estos diferenciales no es posible extraer conclusión alguna. En general, no se observan variaciones contracíclicas y las que se producen pueden venir determinadas por un conjunto de fuerzas heterogéneas, de importancia relativa cambiante y de signo distinto, cuya influencia independiente no es posible separar con la información disponible. Apurando mucho - el análisis, existen ciertos indicios que tenderían a apoyar la hipótesis de W.OI, aunque solamente para los momentos de crisis y con algunas excepciones notables en la crisis que se inicia en 1974, momentos en que se observa la reducción de algunos de los diferenciales de salarios efectivos, en un contexto de reducción prácticamente generalizada de los diferenciales de salarios de convenio" (34). Este estudio también se basa en datos anuales y en coeficientes máximo-mínimo. El modelo econométrico empleado y el análisis univariante de la serie de dispersión salarial referida a la estructura total de la rama del Metal dejan pocas dudas sobre la existencia de un comportamiento claramente anticíclico en este sector.

(34) Cfr. LI. FINA: "Convenios y salarios en el sector Metalúrgico español 1960-1975" Op.cit. pag. 291.



Pero la aportación de las conclusiones alcanzadas con el trabajo empírico realizado no se reduce a la modificación del conocimiento existente hasta el momento sobre el comportamiento de algunas variables del mercado de trabajo. Dicho conocimiento contribuye al esclarecimiento de las modificaciones que el marco institucional ha introducido en el sistema de ajuste prevaleciente en el mercado de trabajo español durante el período analizado.

Con los resultados obtenidos sobre la relación entre la dispersión salarial por categorías profesionales con el nivel relativo de paro o con su tasa de variación se puede rechazar la interpretación según la cual la ausencia de sindicatos legales de trabajadores y las restricciones existentes a la movilidad de la mano de obra "han contribuido a independizar la evolución de los salarios (y la propia estructura salarial) de la situación del mercado de trabajo" (35). Tras esta interpretación subyace la concepción de las restricciones institucionales españolas del mercado de trabajo en términos de una agudización del predominio de los ajustes de cantidades (vía empleo) sobre los ajustes de precios (vía cambios en la estructura salarial). - Es decir, en términos del predominio de un sistema de ajuste fixprice.

Sin embargo, el trabajo empírico realizado no permite deducir la existencia de una considerable rigidez de la estructura salarial, ni siquiera en aquellos sectores en los que el modelo econométrico no ha dado resultados positivos. En la mayoría de los casos en que esto ha ocurrido, la serie de la variable dependiente se caracteriza por la presencia de intensas oscilaciones o bruscos cambios de nivel que pueden obedecer a múltiples causas, pero que en todo caso suponen una negación de la supuesta estabilidad o rigidez de la estructura salarial.

---

(35) Cfr. J. BADOSA: "La estructura salarial..." Op.cit. pag.46.

Resulta difícil saber si en los casos en que el modelo propuesto ha fracasado, ello se debe a la existencia de una independencia de la estructura salarial respecto a la situación del mercado de trabajo o a un fallo en la especificación en la relación funcional entre la dispersión salarial y las variables que recogen el grado de tensión del mercado de trabajo.

No es aventurado suponer que alguno de los componentes estudiados de la estructura salarial por categorías profesionales se ha comportado, efectivamente, con un alto grado de independencia respecto de la evolución coyuntural del mercado de trabajo. Tal es el caso, por ejemplo, de la estructura salarial total en la rama de Imprentas y Editoriales, donde la serie de dispersión salarial parece responder a un proceso del tipo "paseo aleatorio". Pero hay que subrayar en primer lugar que estos casos se presentan junto a otros más significativos en los que la dependencia anticíclica de la dispersión salarial respecto al exceso de oferta del mercado de trabajo parece suficientemente confirmada y en segundo lugar que en estos casos en los que se puede registrar una efectiva independencia el comportamiento de la estructura salarial no es rígido sino flexible, incluso excepcionalmente flexible.

Todo ello implica que no es posible valorar la influencia de las restricciones institucionales existentes en el mercado de trabajo español sobre el sistema de determinación de los salarios en términos de una mayor rigidez de la estructura salarial y un predominio de los ajustes vía cantidades. La evidencia empírica muestra la existencia de una gran flexibilidad de la estructura salarial. Flexibilidad que en los casos más significativos supone un ajuste anticíclico frente a los cambios en la coyuntura del mercado de trabajo, tal y como se deriva de las proposiciones teóricas.

Sin embargo es necesario no extraer conclusiones abusivas de la existencia de un comportamiento flexible de la estructura salarial, - porque en el polo contrario a la interpretación fixprice se podría - caer en atribuir dicha flexibilidad a un alto grado de integración - del mercado de trabajo y a un funcionamiento sensible de la estructura salarial como mecanismo distribuidor del empleo. La flexibilidad de la estructura salarial es, en el caso español durante el periodo - considerado, la contrapartida de la rigidez existente en el ajuste - vía cantidades a través del mercado externo, en el marco de un sistema de fijación de salarios que, en ausencia de sindicatos libres y - con una contratación colectiva desnaturalizada, permitía un alto grado de discrecionalidad en la fijación de los salarios.

Esta flexibilidad se registra en un contexto de fuerte segmentación e internalización de los mercados de trabajo, de forma que los ajustes salariales de la estructura por categorías profesionales pueden venir determinados en muchos casos por razones ajenas a la situación del mercado externo. Aunque en la mayoría de los sectores más - significativos existe una relación entre la dispersión salarial y el nivel relativo de paro, el tipo de flexibilidad existente no puede - ser explicado en función exclusiva del grado de tensión existente en el mercado de trabajo.

La flexibilidad salarial se produce también frente a otras variables económicas y por fenómenos de carácter institucional. En este - sentido hay que subrayar que la internalización de los mercados de - trabajo se produce en España durante esos años con una causalidad muy diferente a la registrada en los países occidentales, y sobre la que se ha construido la teoría de los mercados internos. En el mercado de trabajo español la generación de los mercados internos se ha produci-

do, predominantemente, como resultado del marco legal y de las prácticas adaptativas de los empresarios, sin que quepa atribuir una influencia significativa a una acción sindical que sólo se manifestaba de forma esporádica y parcial.

Este tipo de internalización del mercado, cuando además la ausencia de los sindicatos y la legislación sobre la contratación colectiva agudizaban el grado de monopsonio de las empresas en el mercado de trabajo aumentaba la capacidad de las empresas para manipular la estructura salarial con el objetivo de "lograr de sus trabajadores - la gama más idónea de comportamientos" (36), según las palabras ya citadas de SANCHEZ MOLINERO, o para conseguir una adaptación de sus costes de producción, cuando sus posibilidades de cambiar la cantidad de trabajo empleado son costosas.

El comportamiento de la estructura salarial por categorías profesionales parece confirmar, contrariamente a la hipótesis formulada por J. BADOSA, que la determinación de los salarios en el marco institucional entonces existente, se ha realizado bajo el predominio de un sistema de ajuste salarial flexible, que explica la flexibilidad de la estructura salarial tanto frente a la situación del mercado externo como frente a las exigencias de unos mercados internos constituidos con un fuerte predominio del lado empresarial de la relación laboral.

En algunas de las estimaciones realizadas, ha resultado significativa la inclusión de la tasa de variación del nivel de empleo sectorial. Según ello alguno de los componentes de la estructura salarial

---

(36) Cfr. J.M. SANCHEZ MOLINERO: "Competencia desigual y mercados de trabajo" Op.cit.pag.66.

por categorías profesionales de las ramas del Textil, de la Alimentación, del Caucho, de la Química, de la Electricidad y del Carbón han mostrado una cierta sensibilidad al dinamismo de la demanda sectorial de trabajo. Lo significativo de esa relación es que en la mayoría de los casos (Caucho, Química, Electricidad y Carbón) el parámetro estimado de la nueva variable presenta signo positivo, de forma que el dinamismo de la demanda sectorial de trabajo tiene una cierta capacidad explicativa del comportamiento de la estructura salarial por categorías profesionales sobre todo cuando se registra una escasez relativa de trabajo cualificado. Ello puede presentarse como una cierta confirmación del papel desempeñado por la escasez relativa de trabajo cualificado y el exceso estructural de trabajadores no cualificados en la configuración de la estructura salarial española durante el periodo en cuestión, y que habitualmente ha sido enunciado como la causa de unos abanicos salariales por ocupaciones muy amplios durante la mayor parte del periodo.

Sin embargo, hay que señalar que el signo positivo de los parámetros estimados para la tasa de variación del nivel de empleo sectorial, que es explicable según la hipótesis de PEARLMAN de mayor rigidez en la oferta de trabajo cualificado en contradicción con la hipótesis de OI, tiene algunas implicaciones importantes sobre el funcionamiento de los mecanismos de promoción interna del personal para abastecer las necesidades de trabajo especializado.

Como es sabido, la insuficiencia del sistema educativo español para suministrar, en cantidad y en calidad, los trabajadores especialistas requeridos por las empresas ha dado lugar a un fuerte predominio de las formas de formación profesional en las empresas y de promoción interna en los procesos de cualificación de la mano de obra em-

pleada. Si estos sistemas hubiesen sido suficientes, la competencia - de salarios se habría concentrado exclusivamente en las franjas de - trabajadores no cualificados, o menos especializados dentro de cada - grupo de ocupaciones con una cierta homogeneidad, en conformidad con el esquema teórico propuesto por WALTER OI, y según el cual la rela- ción entre la dispersión salarial y el dinamismo de la demanda de tra- bajo sectorial sería siempre negativa. Solo si los mecanismos para - abastecer las necesidades de trabajo especializado en el mercado in- terno a través de la formación y promoción de la mano de obra propia es insuficiente y las empresas necesitan acudir al mercado externo utilizando los salarios como mecanismos de atracción de los trabajado- res especializados la relación entre la dispersión salarial y la tasa de variación del empleo sectorial puede ser positiva. Por ello a pe- sar de la importancia que han tenido en España los procesos de cuali- ficación en el interior de las empresas, la evidencia encontrada en algunos sectores de una relación positiva entre ambas variables pone de manifiesto que las necesidades de mano de obra cualificada han su- perado, en esos sectores, las posibilidades de ser satisfechas a tra- vés de esos mecanismos, trasladando al mercado externo la escasez - del trabajo cualificado.

Para interpretar la relación entre la dispersión salarial por ca- tegorías profesionales y la tasa de variación del índice del coste de la vida es necesario recordar que la ausencia en las ecuaciones es- timadas de una variable que recoja la evolución de la cualificación - de la mano de obra empleada en cada sector repercute en la posible ab- sorción por parte de la tasa de variación del índice del coste de la vida de la variación tendencial en el nivel de dispersión salarial. - Lo cual implica que los parámetros estimados para esta variable reco- gen, junto con la influencia sobre el nivel de dispersión salarial de

las distintas velocidades de reacción de los salarios medios de cada categoría profesional frente a los cambios en los precios, la influencia de los cambios en la composición cualitativa de la población empleada en cada sector.

En general en todos los casos en que se han alcanzado estimaciones aceptables la relación entre la dispersión salarial y la tasa de variación del índice del coste de la vida responde a la hipótesis de KNOWLES y ROBERTSON tanto cuando la variable  $P$  aparece en forma lineal en la ecuación como cuando se introduce en forma cuadrática. En el primer caso se han obtenido mejores resultados, mostrando siempre la variable  $P$  signo negativo. En el segundo caso, salvo en los sectores del Metal y del Caucho, el parámetro de  $P$  tiene signo positivo, y el parámetro de  $P^2$  tiene signo negativo, de forma que la elasticidad de la dispersión salarial por categorías profesionales con relación a la tasa de variación del índice del coste de la vida resulta positiva para tasas de inflación bajas y negativas para tasas de inflación superiores a un cierto nivel.

Sin embargo, la generalidad con que se cumple la hipótesis de KNOWLES y ROBERTSON no debe ocultar la existencia de una fuerte heterogeneidad entre los diversos sectores en los valores de las elasticidades de la dispersión salarial con respecto a esta variable y en la evolución a lo largo del periodo de los mismos. Esta heterogeneidad implica la existencia de marcadas diferencias tanto en el comportamiento tendencial de la dispersión salarial por categorías profesionales como en la intensidad de los mecanismos de "subidas lineales" entre los diversos sectores e incluso entre los diversos componentes de la estructura salarial vertical de un mismo sector.

Las diferencias en cuanto a la tendencia de las series de dispersión salarial pueden atribuirse, con las reservas señaladas en el capítulo anterior, a las diferencias en la evolución del nivel de cualificación que registra cada sector durante el periodo se manifiesta en acentuadas diferencias en el comportamiento tendencial de las diferencias salariales por categorías profesionales tiene importantes implicaciones. En el proceso de cualificación, la aparición de escasez de trabajo cualificado en algunos sectores puede provocar elevaciones salariales en las categorías de más alto nivel de cualificación, como lo confirma la relación encontrada entre la dispersión salarial por categorías profesionales y la tasa de variación en el nivel de empleo, que en las condiciones del mercado de trabajo de los países occidentales se han convertido en una posible causa de la aparición de los fenómenos de deslizamiento de salarios. O. FANJUL lo expresa sintéticamente con estas palabras: "Cuando se considera la existencia de trabajo especializado y no especializado, determinadas categorías de trabajo se comportan como factores escasos (...). Esta es una de las razones por la cual los incrementos de demanda de trabajo en los periodos de auge provocan sustanciales incrementos en los salarios a pesar del exceso de oferta global" (37). La aparición de tensiones inflacionistas por la escasez de trabajo cualificado descansa en la resistencia a la modificación en la estructura salarial de forma que "los intentos de los patronos de atraerse mano de obra utilizando la variación de los salarios para hacer aceptar a esa mano de obra se frustran y el efecto neto no es un cambio en los diferenciales de salarios sino un desplazamiento hacia arriba de toda la estruc-

---

(37) Cfr. O. FANJUL: "Crecimiento y generación de empleo. Algunos factores condicionantes de la absorción de trabajo de la economía española" Fundación del INI. Madrid, 1975. Pags. 21 y 61.



tura" (38).

Las marcadas diferencias en cuanto a la tendencia de las series de dispersión salarial reflejan que los efectos de la cualificación - de la fuerza de trabajo y de la escasez relativa de trabajo cualificado no se han generalizado de unos sectores a otros, experimentando cada sector una evolución de su estructura salarial relativamente autónoma.

Las diferencias en la intensidad de los mecanismos de "subidas lineales" que se detectan entre los diversos sectores reflejan la escasa incidencia de los efectos spillover. Según KNOWLES y ROBERTSON, los mecanismos de "subidas lineales" son el resultado de la ilusión momentánea y de la conducta de los trabajadores tendente a una redistribución de la masa salarial entre todos los asalariados, acortando las diferencias entre los salarios de las distintas ocupaciones. Únicamente a partir de 1974 parece registrarse una cierta homogeneidad entre todos los sectores, e incluso entre los distintos componentes de la estructura salarial de un mismo sector, en la respuesta de la dispersión salarial ante los cambios en la tasa de variación del índice del coste de la vida.

Hasta entonces la respuesta que se registra en la estructura salarial de cada sector frente a la tasa de variación de los precios es muy diferente de unos sectores a otros, de manera que a una misma tasa de inflación en unos sectores se producen ampliaciones de las diferencias salariales como resultado de una mayor capacidad de respuesta de los salarios más elevados y una débil incidencia de los mecanismos

(38) Cfr. C.T. SAUNDERS: "Aspectos macroeconómicos de las políticas de ingresos" en A.D. SMITH: "El mercado de trabajo y la inflación" Ed. Siglo XXI. México, 1972. Pág. 356.

de "subidas lineales", y en otros sectores se producen reducciones - en los abanicos salariales como resultado del predominio de los mecanismos de "subidas lineales". Ello refleja que al menos hasta 1973 - los cambios en la estructura salarial interna de un sector no se propaga al resto de sectores y significa que los efectos "spillover" han tenido durante la mayor parte del periodo una escasa incidencia, dando a la estructura salarial una considerable flexibilidad y restando importancia a los elementos de inercia y rigidez en la estructura salarial que en otros mercados de trabajo han podido actuar como mecanismos de consolidación de las tensiones inflacionistas.

Estos resultados son, en líneas generales, coherentes con los obtenidos en el análisis de la estructura salarial interindustrial en el capítulo anterior, confirmando que la atipicidad de la estructura salarial española no consiste en su supuesta independencia respecto a la situación del mercado sino en una flexibilidad que permite fuertes cambios en la estructura salarial en cada sector en función de las -- propias exigencias sectoriales con un alto grado de autonomía respecto a lo que ocurre en el resto de los sectores. Esta flexibilidad implica, dentro de los límites impuestos por la segmentación del mercado y la generalización de los mercados internos, la sensibilidad de -- la estructura salarial de algunas ramas de actividad al exceso de oferta de trabajo a nivel agregado según la pauta anticíclica tal y como se desprende de la teoría económica.

APENDICE GRAFICO Y ESTADISTICO AL CAPITULO III

GRAFICO A.III.1.

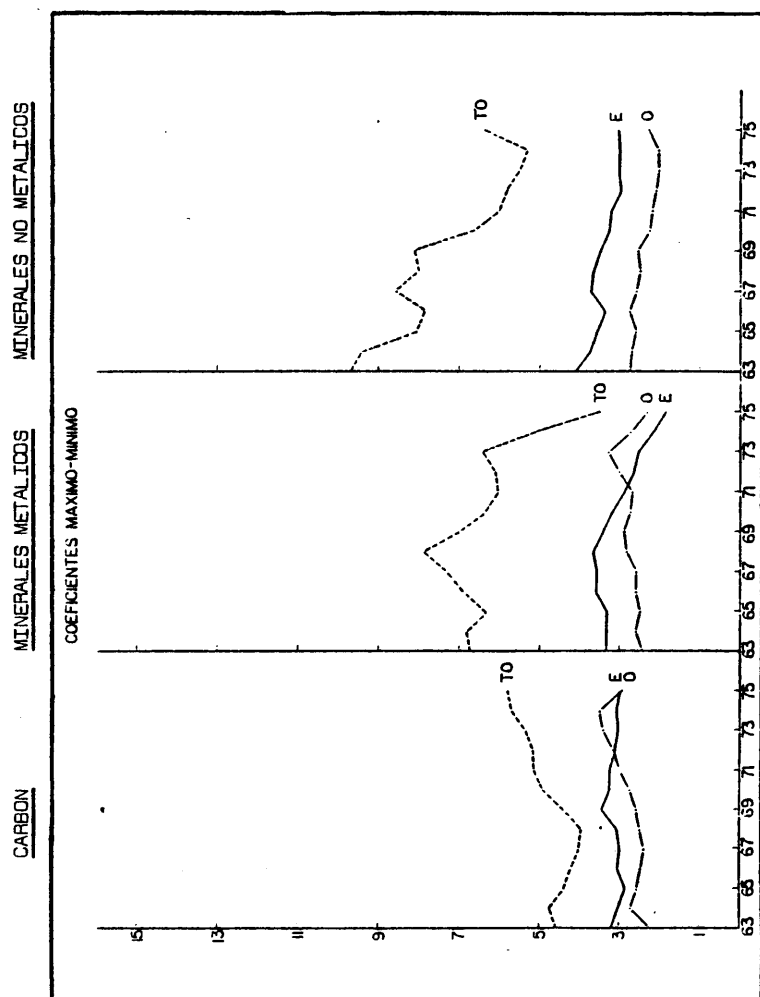


GRAFICO A.III.2.

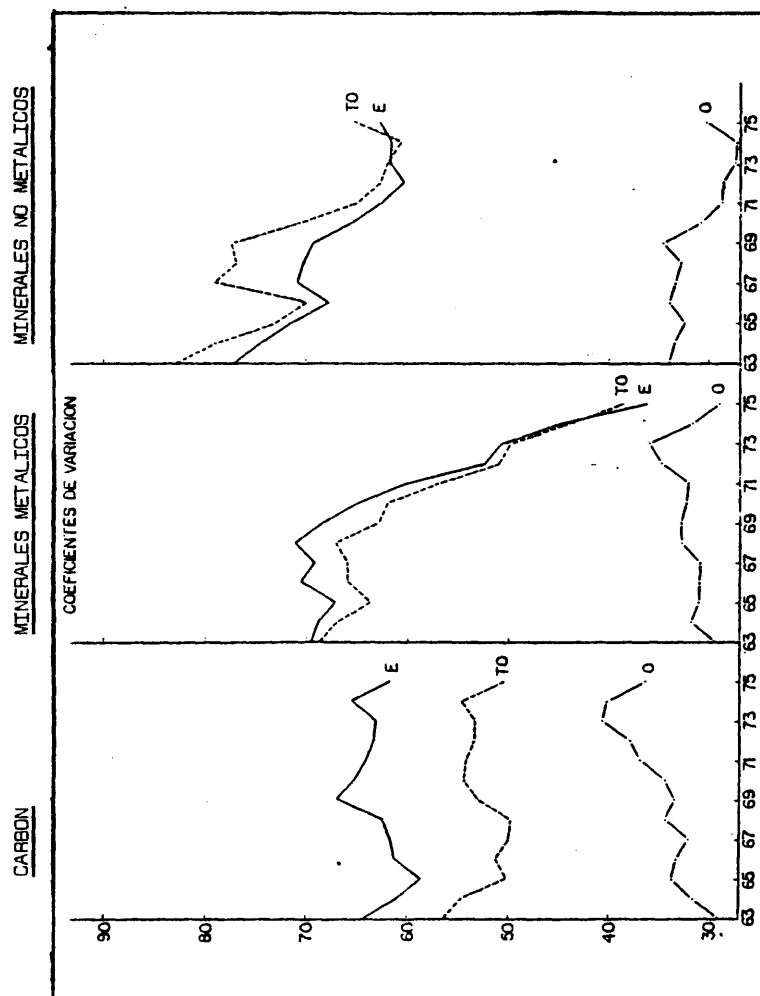


GRAFICO A.III.3.

ALIMENTACION                      CALZADO                      TEXTIL

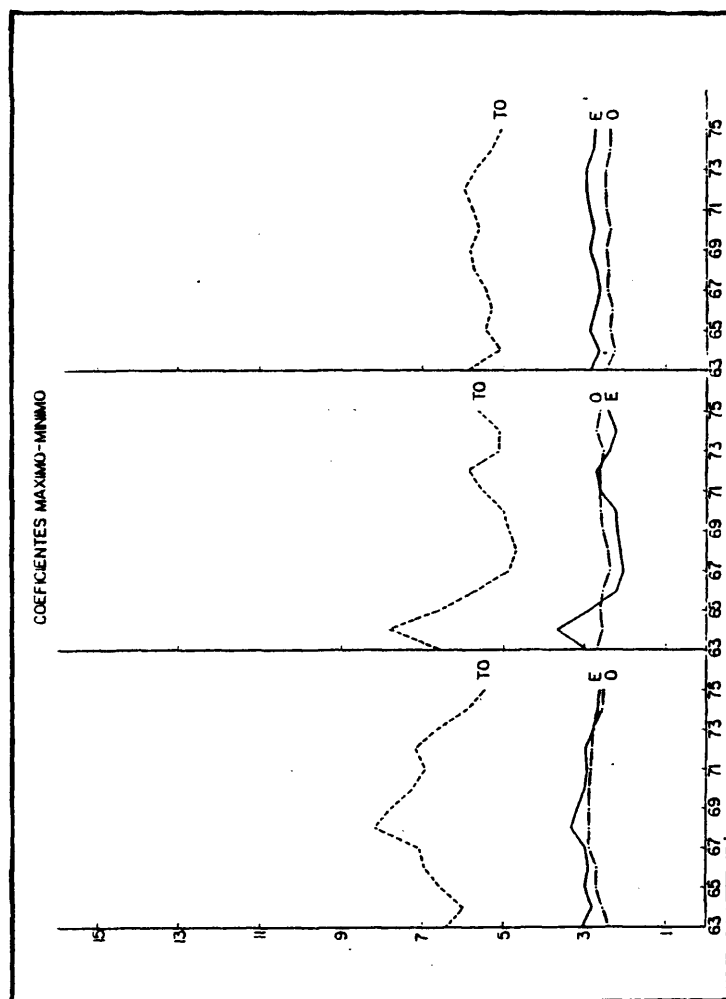


GRAFICO A.III.4.

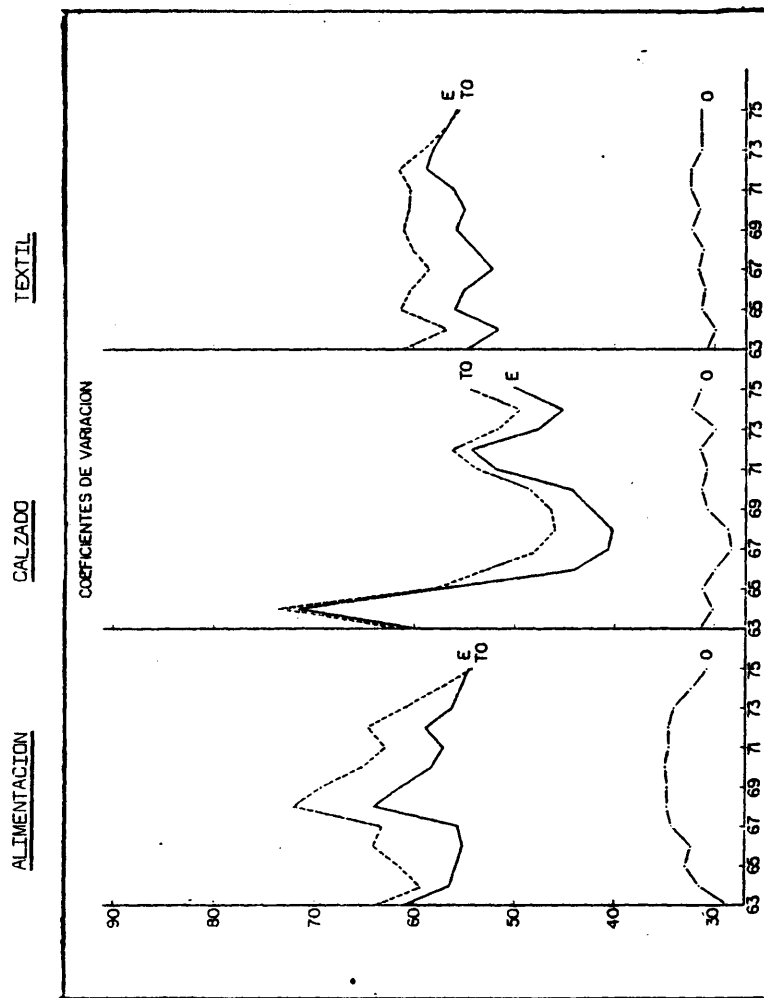


GRAFICO A.III.5.

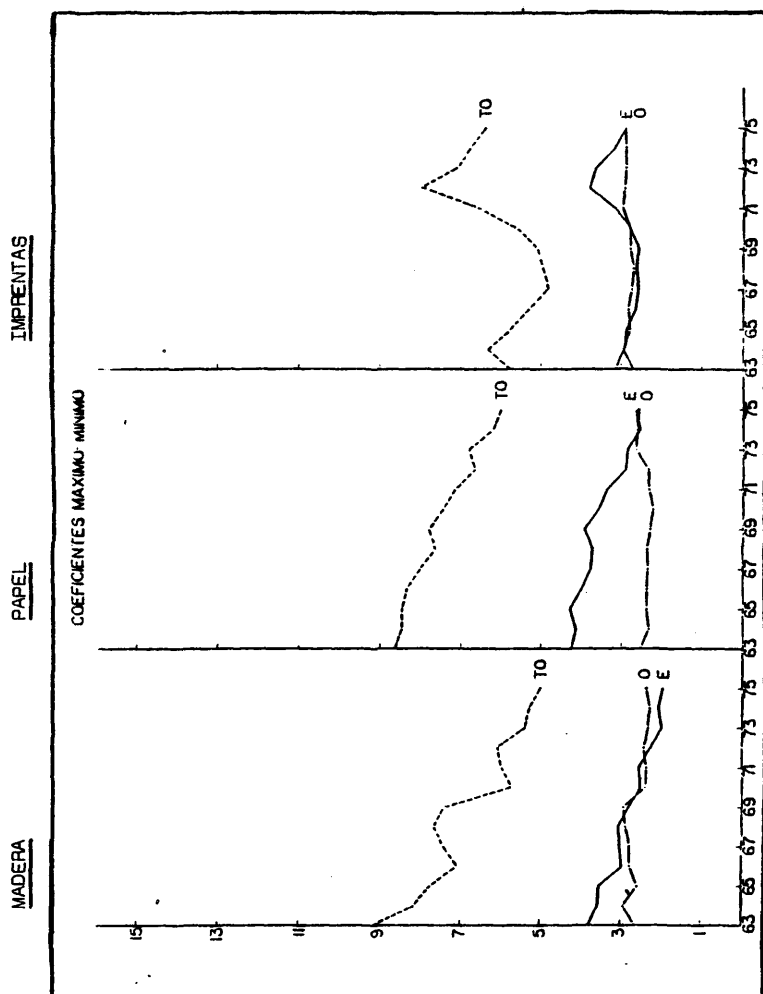
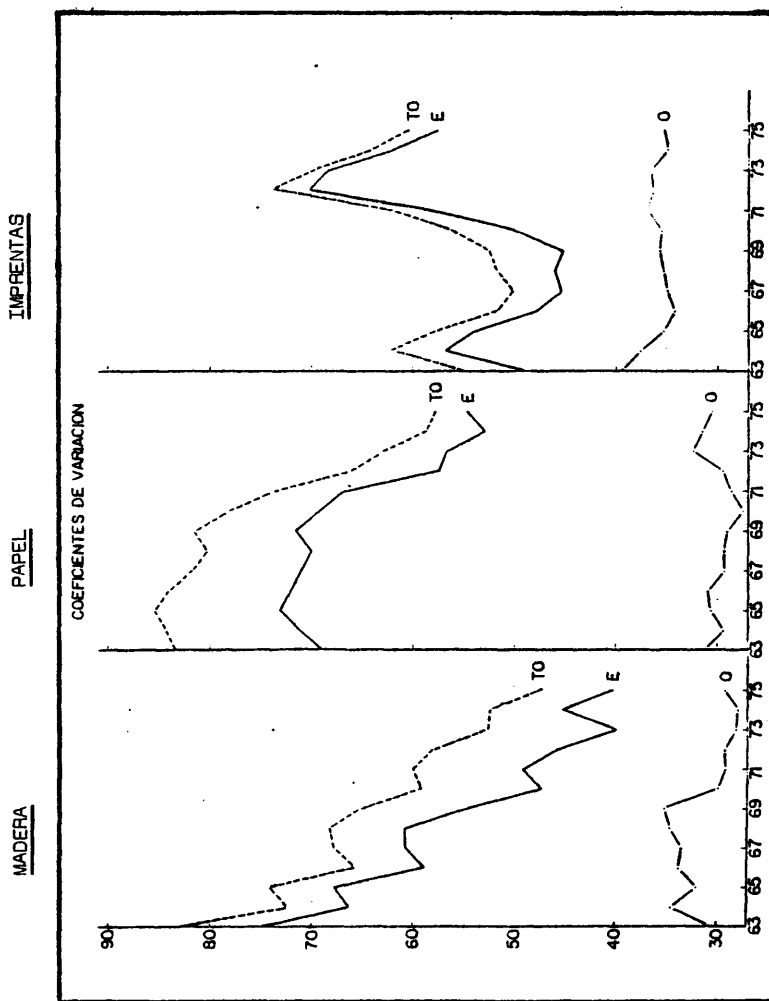




GRAFICO A.III.6.



CAUCHO

QUIMICA

PETROLEO

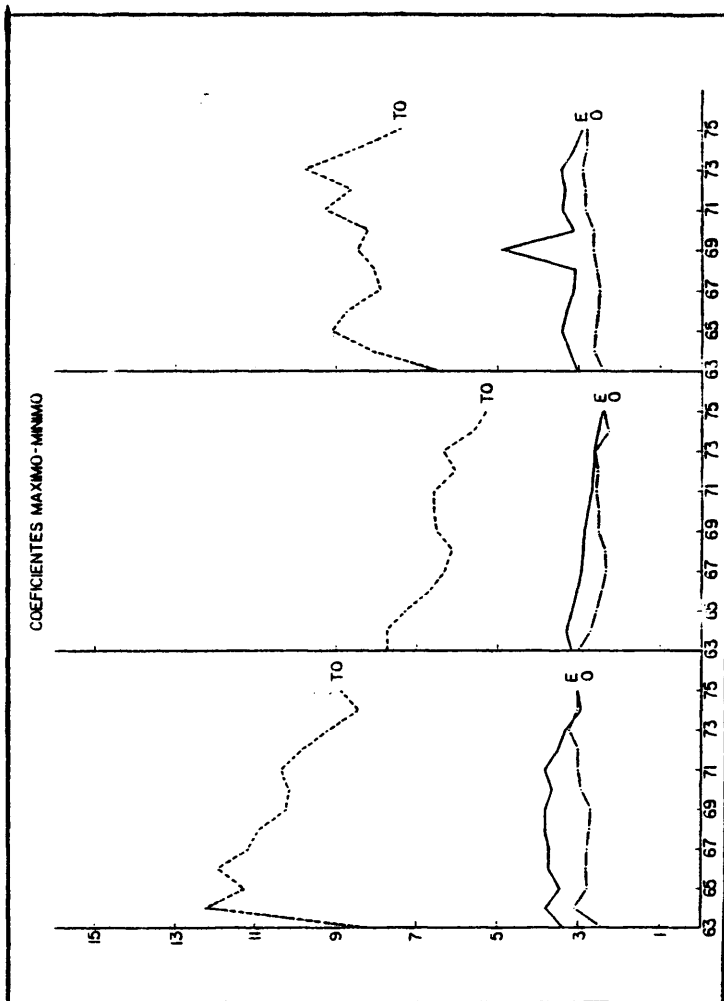
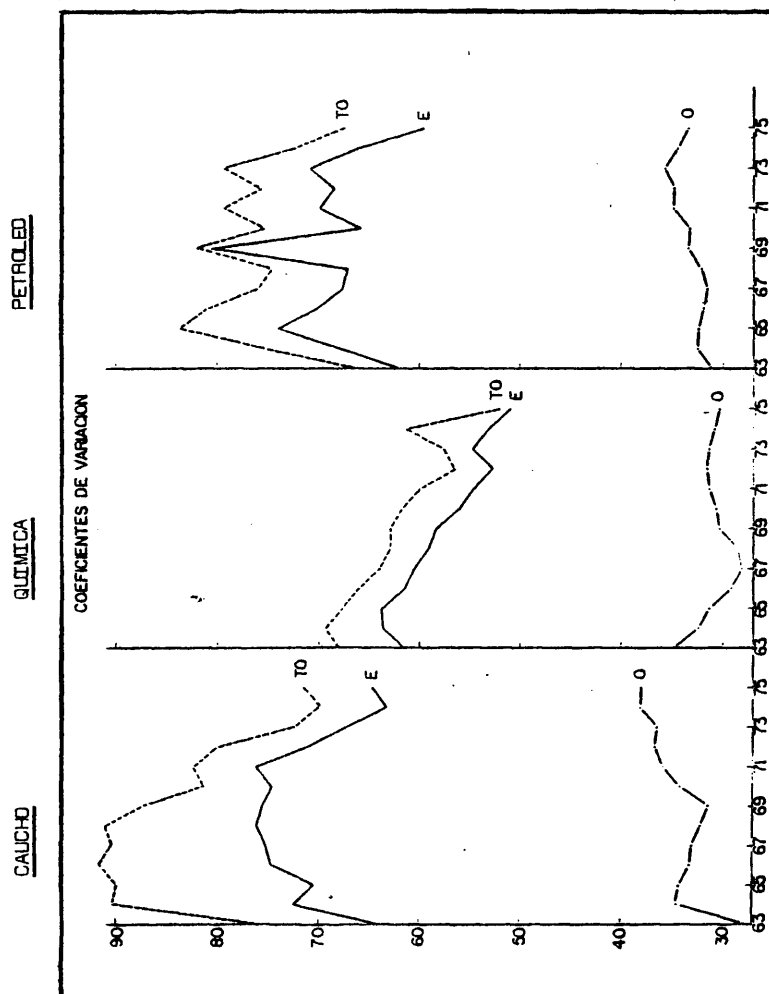


GRAFICO A.III.B.



CUADRO A.3.1.CARBON

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	4.60	0.5654	3.27	0.6431	2.23	0.2897
1964	4.75	0.5410	3.04	0.6131	2.75	0.3168
1965	4.38	0.5049	2.88	0.5876	2.58	0.3371
1966	4.25	0.5138	3.06	0.6183	2.48	0.3325
1967	4.04	0.5010	3.03	0.6172	2.38	0.3190
1968	4.02	0.4976	3.11	0.6242	2.52	0.3432
1969	4.46	0.5318	3.48	0.6718	2.61	0.3339
1970	4.95	0.5451	3.27	0.6533	2.77	0.3440
1971	5.18	0.5426	3.26	0.6431	3.03	0.3693
1972	5.19	0.5335	3.17	0.6359	3.16	0.3802
1973	5.38	0.5336	3.09	0.6345	3.45	0.4070
1974	5.70	0.5471	3.12	0.6581	3.52	0.4020
1975	4.80	0.5066	3.02	0.6178	3.01	0.3638

CUADRO A.3.2.MINERALES METALICOS

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	6.70	0.6874	3.37	0.6946	2.45	0.2932
1964	6.81	0.6710	3.36	0.6909	2.61	0.3164
1965	6.33	0.6362	3.35	0.6722	2.50	0.3111
1966	6.94	0.6596	3.63	0.7059	2.60	0.3084
1967	7.31	0.6598	3.60	0.6924	2.61	0.3086
1968	7.88	0.6714	3.69	0.7113	2.86	0.3262
1969	7.00	0.6285	3.46	0.6837	2.88	0.3271
1970	6.38	0.5989	3.20	0.6494	2.76	0.3216
1971	6.05	0.5645	2.90	0.5980	2.70	0.3195
1972	6.11	0.5094	2.63	0.5210	3.03	0.3484
1973	6.45	0.4989	2.55	0.5084	3.29	0.3591
1974	5.11	0.4460	2.18	0.4467	2.72	0.3150
1975	3.97	0.3843	1.87	0.3643	2.35	0.2898

507.

CUADRO A.3.3.

MINERALES NO METALICOS

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	9.70	0.8279	4.11	0.7711	2.77	0.3404
1964	9.37	0.7902	3.77	0.7462	2.68	0.3343
1965	7.97	0.7293	3.58	0.7146	2.65	0.3255
1966	7.87	0.6993	3.39	0.6779	2.74	0.3396
1967	8.62	0.7890	3.72	0.7096	2.59	0.3357
1968	7.99	0.7700	3.71	0.7032	2.50	0.3284
1969	8.22	0.7746	3.53	0.6944	2.57	0.3471
1970	6.63	0.7014	3.28	0.6547	2.26	0.3082
1971	6.01	0.6485	3.24	0.6251	2.19	0.2892
1972	5.85	0.6269	3.02	0.6034	2.13	0.2873
1973	5.52	0.6197	3.05	0.6171	2.04	0.2748
1974	5.35	0.5974	3.03	0.6145	2.08	0.2744
1975	6.39	0.6521	3.05	0.6284	2.29	0.3039

CUADRO A.3.4.ALIMENTACION

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	6.45	0.6439	3.04	0.6117	2.39	0.2839
1964	6.01	0.5955	2.84	0.5641	2.57	0.3157
1965	6.54	0.6160	2.99	0.5587	2.72	0.3295
1966	6.94	0.6428	2.89	0.5522	2.69	0.3241
1967	7.10	0.6333	3.00	0.5583	2.89	0.3431
1968	8.18	0.7221	3.37	0.6419	2.91	0.3480
1969	7.78	0.6919	3.18	0.6165	2.91	0.3473
1970	7.23	0.6512	3.00	0.5830	2.88	0.3499
1971	6.95	0.6301	2.94	0.5714	2.86	0.3472
1972	7.20	0.6486	2.99	0.5899	2.87	0.3474
1973	6.65	0.6094	2.79	0.5629	2.82	0.3424
1974	5.90	0.5736	2.71	0.5553	2.62	0.3214
1975	5.40	0.5422	2.67	0.5452	2.53	0.3083

CUADRO A.3.5.TEXTIL

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	5.90	0.6163	2.92	0.5502	2.48	0.3090
1964	5.10	0.5663	2.71	0.5144	2.32	0.2998
1965	5.71	0.6164	2.88	0.5597	2.40	0.3137
1966	5.37	0.6056	2.80	0.5505	2.33	0.3101
1967	5.45	0.5855	2.67	0.5213	2.44	0.3176
1968	5.73	0.6021	2.77	0.5411	2.44	0.3117
1969	5.85	0.6112	2.88	0.5588	2.50	0.3225
1970	5.65	0.6061	2.81	0.5499	2.42	0.3159
1971	5.81	0.6050	2.88	0.5592	2.54	0.3245
1972	5.97	0.6154	3.02	0.5884	2.54	0.3247
1973	5.74	0.5918	3.01	0.5813	2.52	0.3136
1974	5.34	0.5691	2.84	0.5695	2.42	0.3129
1975	5.14	0.5556	2.78	0.5572	2.42	0.3144



CUADRO A.3.6.CALZADO

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	6,56	0.6137	2.93	0.5945	2.71	0.3148
1964	7,88	0.7406	3.82	0.7202	2.62	0.3034
1965	6,08	0.5808	2.89	0.5550	2.66	0.3129
1966	5,65	0.5244	2.24	0.4385	2.55	0.2991
1967	4,86	0.4772	2.12	0.4068	2.42	0.2835
1968	4,76	0.4599	2.13	0.4018	2.44	0.2878
1969	4,88	0.4641	2.24	0.4247	2.60	0.3076
1970	5,06	0.4863	2.29	0.4438	2.63	0.3126
1971	5,53	0.5397	2.65	0.5192	2.62	0.3082
1972	5,91	0.5632	2.70	0.5431	2.65	0.5156
1973	5,37	0.5162	2.41	0.4761	2.55	0.2991
1974	5,36	0.4954	2.24	0.4513	2.76	0.3239
1975	5,68	0.5445	2.47	0.4959	2.67	0.3145

CUADRO A.3.7.MADERA

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	9.20	0.8337	3.81	0.7559	2.60	0.3042
1964	8.38	0.7258	3.54	0.6616	2.95	0.3466
1965	7.75	0.7453	3.48	0.6781	2.60	0.3300
1966	7.07	0.6561	3.01	0.5884	2.78	0.3385
1967	7.43	0.6808	3.06	0.6087	2.78	0.3357
1968	7.68	0.6831	3.13	0.6089	2.88	0.3478
1969	7.41	0.6501	2.85	0.5457	2.93	0.3523
1970	5.74	0.5915	2.53	0.4726	2.39	0.3006
1971	5.99	0.6065	2.55	0.4932	2.38	0.2942
1972	6.10	0.5791	2.32	0.4593	2.47	0.2940
1973	5.38	0.5259	2.02	0.3982	2.35	0.2821
1974	5.30	0.5257	2.12	0.4545	2.32	0.2808
1975	4.99	0.4726	1.97	0.4029	2.42	0.2949

CUADRO A.3.8.PAPEL

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	8.61	0.8339	4.25	0.6909	2.48	0.3110
1964	8.43	0.8454	4.15	0.7145	2.35	0.2928
1965	8.47	0.8565	4.29	0.7357	2.41	0.3082
1966	8.34	0.8418	4.02	0.7236	2.42	0.3101
1967	8.04	0.8189	3.80	0.7121	2.37	0.2941
1968	7.67	0.8055	3.74	0.7028	2.35	0.2947
1969	7.80	0.8179	3.96	0.7190	2.32	0.2911
1970	7.46	0.7833	3.62	0.6932	2.25	0.2761
1971	7.17	0.7392	3.38	0.6670	2.28	0.2873
1972	6.67	0.6616	2.88	0.5752	2.36	0.2965
1973	6.80	0.6303	2.84	0.5671	2.67	0.3249
1974	6.19	0.5891	2.55	0.5297	2.59	0.3167
1975	5.98	0.5794	2.67	0.5478	2.57	0.3070

CUADRO A.3.9.IMPRENTAS Y EDITORIALES

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	5.74	0.5501	2.74	0.4897	3.13	0.3934
1964	6.35	0.6220	2.95	0.5689	2.93	0.3759
1965	5.75	0.5733	2.91	0.5379	2.83	0.3526
1966	5.27	0.5163	2.66	0.4776	2.84	0.3446
1967	4.80	0.5018	2.60	0.4542	2.76	0.3501
1968	4.88	0.5186	2.64	0.4598	2.72	0.3534
1969	5.10	0.5251	2.59	0.4525	2.78	0.3581
1970	5.63	0.5632	2.81	0.5023	2.80	0.3565
1971	6.66	0.6267	3.22	0.5875	2.98	0.3703
1972	7.98	0.7402	3.83	0.7026	2.96	0.3646
1973	7.04	0.6959	3.64	0.6840	2.87	0.3663
1974	6.74	0.6404	3.19	0.6211	2.89	0.3496
1975	6.35	0.6032	2.91	0.5727	2.90	0.3539

CUADRO A.3.10.CAUCHO

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	8.03	0.7574	3.38	0.6415	2.38	0.2767
1964	12.32	0.9050	3.86	0.7252	3.09	0.3476
1965	11.53	0.8993	3.49	0.7069	2.81	0.3431
1966	11.95	0.9231	3.73	0.7485	2.83	0.3316
1967	11.22	0.9066	3.76	0.7537	2.82	0.3306
1968	10.91	0.9113	3.83	0.7643	2.76	0.3216
1969	10.24	0.8768	3.84	0.7584	2.68	0.3154
1970	10.17	0.8144	3.70	0.7284	2.97	0.3432
1971	10.34	0.8230	3.87	0.7441	3.07	0.3595
1972	9.83	0.8016	3.57	0.7129	3.06	0.3681
1973	9.18	0.7258	3.35	0.6746	3.23	0.3668
1974	8.47	0.7005	3.01	0.6330	3.03	0.3812
1975	8.88	0.7177	3.05	0.6497	3.05	0.3818

CUADRO A.3.11.QUIMICAS

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	7.75	0.6819	3.20	0.6166	2.99	0.3499
1964	7.76	0.6936	3.30	0.6385	2.76	0.3248
1965	7.27	0.6783	3.17	0.6402	2.61	0.3146
1966	6.72	0.6615	3.07	0.6162	2.45	0.2932
1967	6.31	0.6404	2.96	0.6067	2.35	0.2830
1968	6.17	0.6296	2.88	0.5919	2.35	0.2861
1969	6.54	0.6296	2.92	0.5864	2.53	0.3051
1970	6.62	0.6192	2.79	0.5622	2.57	0.3073
1971	6.58	0.6007	2.69	0.5475	2.62	0.3144
1972	6.06	0.5665	2.64	0.5287	2.57	0.3103
1973	6.34	0.5761	2.63	0.5461	2.61	0.3163
1974	5.62	0.6156	2.57	0.5320	2.28	0.3103
1975	5.37	0.5189	2.47	0.5088	2.40	0.3091

CUADRO A.3.12.PETROLEO

AÑOS	ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS EMPLEADOS		ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOS	
	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>	<u>CMM</u>	<u>CV</u>
1963	6.44	0.6590	3.05	0.6199	2.42	0.3123
1964	8.23	0.7595	3.24	0.6810	2.62	0.3250
1965	9.14	0.8390	3.42	0.7446	2.54	0.3235
1966	8.71	0.8089	3.30	0.7016	2.50	0.3184
1967	7.87	0.7602	3.17	0.6772	2.47	0.3161
1968	8.06	0.7484	3.12	0.6719	2.55	0.3227
1969	8.46	0.8230	4.95	0.8080	2.59	0.3341
1970	8.19	0.7546	3.11	0.6561	2.59	0.3332
1971	9.28	0.7958	3.38	0.7004	2.83	0.3491
1972	8.59	0.7576	3.36	0.6869	2.83	0.3482
1973	9.73	0.7953	3.39	0.7104	2.96	0.3573
1974	8.44	0.7244	3.11	0.6634	2.82	0.3440
1975	7.36	0.6736	2.89	0.5952	2.57	0.3331

CUADRO A.3.13.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL EMPLEO TOTAL (FIJOS MAS -  
EVENTUALES) EN LA RAMA DEL METAL (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		-0.2	4.5	-2.8
1964	4.5	0.0	-3.3	-3.0
1965	13.1	2.6	0.2	6.3
1966	-3.3	-1.0	1.2	0.6
1967	-0.4	-0.4	-0.5	-0.6
1968	-0.6	-0.3	-0.2	0.2
1969	0.2	0.8	0.2	1.0
1970	1.8	0.8	0.5	0.3
1971	0.6	0.0	0.5	0.5
1972	0.2	0.3	1.5	0.7
1973	0.5	1.7	0.4	0.9
1974	0.7	0.3	-0.2	1.0
1975	-0.4	-0.2	-2.6	-0.8

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



CUADRO A.3.14.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL EMPLEO TOTAL (FIJOS MAS  
EVENTUALES) EN LA RAMA DE LA ALIMENTACION (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		-9.9	1.5	-20.2
1964	26.6	0.0	6.2	-5.4
1965	3.0	5.9	-28.5	42.4
1966	-2.8	34.7	-36.8	-31.7
1967	40.6	10.5	-8.4	-2.5
1968	-5.1	-2.2	21.2	-9.1
1969	-8.8	2.7	13.0	-3.4
1970	-10.0	15.0	4.0	-6.1
1971	-6.8	9.6	5.8	-7.1
1972	-9.2	17.0	-0.9	0.2
1973	-17.1	10.7	7.5	0.3
1974	-15.3	13.2	5.7	-3.0
1975	-16.3	13.7	-2.3	-9.1

Fuente: Elaborado a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.15.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL EMPLEO TOTAL (FIJOS MAS -  
EVENTUALES) EN LA RAMA DEL CAUCHO (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		-4.1	-2.1	0.0
1964	-0.3	0.2	0.1	1.1
1965	-4.5	5.2	2.2	0.6
1966	5.9	4.7	2.4	0.3
1967	0.6	-0.5	-1.5	1.6
1968	-0.9	-0.5	-1.2	-0.1
1969	0.4	1.1	0.1	3.0
1970	-1.2	0.2	0.0	1.0
1971	2.1	-0.3	0.8	-1.9
1972	1.6	0.6	0.3	-0.2
1973	2.8	-0.3	-0.7	1.3
1974	1.5	-0.1	-0.9	0.5
1975	-0.9	-1.3	-1.1	-2.5

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.16.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL EMPLEO TOTAL (FIJOS MAS  
EVENTUALES) EN LA RAMA DEL PAPEL (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		0.2	0.8	-5.4
1964	8.3	-2.2	-2.5	-3.8
1965	-1.7	2.3	1.4	-1.5
1966	1.1	3.2	0.6	4.3
1967	-5.2	-0.1	1.0	-2.8
1968	-3.1	-0.3	0.1	1.5
1969	2.2	-0.3	-0.3	-0.9
1970	1.6	-0.3	1.3	1.5
1971	1.4	0.2	-0.3	2.1
1972	0.6	-0.7	1.4	-1.5
1973	1.1	0.1	1.7	-1.0
1974	-0.3	0.9	1.0	0.3
1975	-1.0	0.3	-4.2	-1.8

FUENTE: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.17.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL EMPLEO TOTAL (FIJOS MAS -  
EVENTUALES) EN LA RAMA DEL TEXTIL (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		-6.5	1.2	-4.9
1964	9.7	-1.3	0.1	-0.5
1965	-1.6	-1.5	-0.3	1.6
1966	-0.1	-0.8	-0.8	-0.5
1967	0.3	-0.1	-0.7	0.0
1968	-0.7	-0.6	-1.2	0.6
1969	0.5	-0.4	-0.3	0.2
1970	0.7	0.3	-1.2	0.6
1971	2.1	0.1	-0.5	1.0
1972	0.4	0.1	0.5	2.3
1973	-0.4	0.1	-0.5	2.2
1974	-1.4	0.6	-1.7	1.4
1975	-2.4	-0.6	-1.6	2.6

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.18.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL EMPLEO TOTAL (FIJOS MAS -  
EVENTUALES) EN LA RAMA DE LA MADERA (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		5.3	-2.6	-6.3
1964	10.9	10.2	-3.7	1.7
1965	1.4	-1.8	-1.4	2.2
1966	0.1	-0.4	-0.2	-1.4
1967	4.3	-0.3	-1.0	0.6
1968	-2.3	1.5	-1.0	5.0
1969	-1.7	0.8	0.3	2.8
1970	1.2	2.6	0.4	-1.1
1971	-3.2	-6.9	8.6	-2.7
1972	0.3	1.1	-1.3	0.8
1973	0.1	-2.3	2.1	0.1
1974	-2.6	1.5	-1.0	-0.6
1975	-1.3	1.3	-4.8	-2.7

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.19.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL ( FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DE PRODUCTOS QUIMICOS (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		2.1	-4.3	-5.8
1964	6.6	-1.4	2.0	-0.4
1965	-1.3	7.1	0.1	0.2
1966	0.3	-2.1	1.7	-3.1
1967	2.3	0.3	0.9	0.4
1968	0.0	-0.4	0.4	0.5
1969	-0.1	0.7	1.0	0.8
1970	-0.1	0.6	0.2	-1.8
1971	0.7	0.2	-0.7	1.2
1972	0.5	-0.2	-0.1	-0.4
1973	2.3	-1.4	-0.6	0.8
1974	0.4	-1.8	0.8	2.1
1975	1.4	-0.4	-0.5	-0.8

FUENTE: Elaborado a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.20.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DEL PETROLEO (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		2.3	1.2	-6.6
1964	6.6	3.5	-2.2	-2.9
1965	-4.1	3.2	2.7	-1.6
1966	0.9	0.8	-0.8	-2.4
1967	0.4	3.7	-0.5	-0.9
1968	0.5	0.9	0.6	-1.7
1969	1.7	0.5	0.9	-1.2
1970	-1.8	0.0	0.2	-1.1
1971	-0.8	2.4	-1.1	-1.4
1972	-0.2	0.7	0.5	-0.9
1973	-0.7	2.6	-0.1	0.1
1974	0.5	2.4	-1.1	0.1
1975	-1.2	-0.8	-0.8	-0.9

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.21.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DE LA CONSTRUCCION (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		7.2	1.1	-12.1
1964	1.1	6.4	4.5	-0.8
1965	3.7	2.6	-3.8	-2.7
1966	2.7	-0.1	3.8	-1.8
1967	-3.2	1.0	0.0	-3.4
1968	-2.5	0.4	0.7	9.7
1969	-10.8	-0.5	-1.6	-1.0
1970	-0.8	-0.7	2.2	-3.2
1971	0.0	-1.6	2.4	1.4
1972	-8.4	2.2	1.5	-1.9
1973	-2.4	2.6	-0.9	1.2
1974	0.4	5.8	1.4	-2.4
1975	-2.4	-4.7	8.0	-8.3

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



CUADRO A.3.22.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DE LA ELECTRICIDAD (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		2.5	-9.9	-9.9
1964	0.0	-6.1	7.0	-9.3
1965	3.8	0.9	0.8	-1.0
1966	0.3	0.1	0.6	0.2
1967	0.4	-0.4	0.8	0.4
1968	0.0	0.6	0.1	2.6
1969	-0.8	3.4	2.7	1.5
1970	0.6	-1.9	3.3	-0.2
1971	0.1	0.7	0.1	0.0
1972	0.3	-0.5	1.3	-0.8
1973	-1.4	0.1	-1.0	0.3
1974	-0.3	2.6	0.5	0.2
1975	-0.2	1.2	0.6	-1.5

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.23.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DEL CARBON (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		0.3	-6.9	3.1
1964	3.8	-9.8	-4.9	6.3
1965	-2.3	-0.1	-1.0	0.8
1966	-2.4	-0.3	-1.0	-0.7
1967	-1.5	0.4	-0.4	3.1
1968	-4.0	2.4	4.1	-1.6
1969	-0.4	2.2	2.6	-1.4
1970	4.2	-1.9	-0.3	-0.4
1971	-0.1	-1.0	-1.2	-0.8
1972	0.2	-0.9	-1.4	-2.9
1973	-1.8	0.6	-1.0	0.4
1974	7.9	-7.3	-1.6	2.0
1975	4.0	1.8	0.3	1.1

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.24.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DE MINERALES METALICOS (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		0.4	-1.4	-1.4
1964	-3.3	-1.7	-1.7	2.8
1965	-7.8	7.7	-0.2	-0.8
1966	-3.6	-6.7	-0.2	-7.9
1967	-2.3	0.2	-1.2	-0.9
1968	-4.4	-0.6	-2.2	2.2
1969	2.5	-1.1	-4.1	-0.5
1970	-2.8	3.7	-1.1	-2.0
1971	-3.5	-1.4	-0.2	-2.2
1972	-1.5	-2.1	-2.4	-4.0
1973	-0.6	0.4	-4.1	-2.9
1974	-1.2	0.2	0.8	-1.2
1975	-2.4	-0.5	-1.0	-1.0

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.25.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DE IMPRENTAS Y EDITORIALES (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		-0.3	-5.1	-4.1
1964	5.4	3.9	3.7	4.1
1965	5.9	3.7	9.1	-8.1
1966	1.6	1.3	0.9	0.1
1967	1.1	0.1	0.3	2.3
1968	0.4	-0.3	-1.4	-0.1
1969	0.0	0.4	1.5	0.3
1970	1.9	0.9	-0.2	-0.3
1971	1.3	0.1	-0.0	-0.1
1972	0.2	1.0	0.4	0.8
1973	0.1	0.6	-0.5	0.4
1974	0.4	0.4	-3.9	1.0
1975	-0.1	-0.4	-1.4	-1.8

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.26.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DEL CALZADO (Variable E).

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		-3.3	9.8	-0.2
1964	1.6	2.0	-9.0	1.5
1965	2.5	2.8	-0.1	0.9
1966	1.7	-1.0	0.7	1.0
1967	0.9	-1.3	0.4	1.3
1968	-0.9	0.3	-4.4	-2.5
1969	0.9	1.2	3.2	1.7
1970	3.5	-4.9	0.4	1.5
1971	-1.4	5.4	2.7	-0.6
1972	2.0	1.2	-1.4	0.5
1973	2.1	0.4	-0.2	-1.8
1974	-1.1	-1.7	5.3	0.0
1975	-6.3	-2.2	-3.5	0.9

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.27.

TASAS DE VARIACION INTERTRIMESTRAL EN EL NIVEL DE EMPLEO TOTAL (FI-  
JOS MAS EVENTUALES) EN LA RAMA DE MINERALES NO METALICOS  
 (Variable E)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963		2.4	4.5	-5.1
1964	0.3	1.0	2.8	1.2
1965	-2.6	0.4	-0.3	-0.7
1966	-0.7	-8.7	-3.7	0.8
1967	3.1	3.0	2.4	-2.6
1968	-3.6	-2.4	-2.1	-0.9
1969	2.3	1.1	-2.8	-2.3
1970	-3.9	-1.8	2.0	1.1
1971	-2.3	7.6	-8.1	2.7
1972	0.6	-3.0	-1.7	-0.2
1973	0.6	-0.7	1.1	0.5
1974	-2.7	0.7	-1.0	0.2
1975	-0.6	0.1	-2.0	-2.6

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.28.

COEFICIENTES DE VARIACION DE LOS SALARIOS MEDIOS POR CATEGORIAS PROFESIONALES EN LA RAMA DEL METAL (Variable MTT)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	7979	8067	8483	8499
1964	7809	8268	8630	8629
1965	8163	8045	8531	8158
1966	7632	7754	8006	7593
1967	7217	7427	8032	7741
1968	7493	7557	8126	7761
1969	7560	7705	8322	7522
1970	7384	7601	8474	7615
1971	7518	7492	8030	7376
1972	7124	6956	7867	7026
1973	6889	6940	7712	6995
1974	6315	6424	6886	6062
1975	5882	6063	6636	5731

Fuente: Elaboración propia con los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.29.NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL METAL

(Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	944	988	1045	1039
1964	991	956	956	826
1965	925	1031	1118	1200
1966	1240	1189	1165	1037
1967	982	962	891	925
1968	911	880	1016	1076
1979	1039	1143	1202	1182
1970	1255	1350	1300	1201
1971	1146	1076	1154	1238
1972	1298	1230	1286	1373
1973	1404	1483	1424	1453
1974	1496	1485	1506	1402
1975	1299	1253	1118	1174

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



CUADRO A.3.30.NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE LA ALIMENTACION (Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	497	583	585	641
1964	779	753	615	539
1965	591	771	895	725
1966	581	468	606	898
1967	687	702	664	633
1968	654	646	594	729
1969	773	658	589	564
1970	682	694	692	686
1971	756	654	550	701
1972	667	599	590	655
1973	723	633	669	673
1974	945	796	707	675
1975	745	759	740	879

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

535.

CUADRO A.3.31.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL CAUCHO

(Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	412	455	528	411
1964	465	480	432	422
1965	534	538	532	669
1966	618	590	594	544
1967	558	430	454	521
1968	552	662	724	711
1969	803	1082	1032	933
1970	841	721	877	839
1971	717	749	760	822
1972	927	888	927	891
1973	1245	1163	1131	1165
1974	1180	1197	1030	969
1975	872	747	793	899

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.32.NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL PAPEL(Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	907	822	831	934
1964	752	1077	1120	998
1965	908	927	942	1084
1966	1005	1085	1139	1253
1967	1237	1246	1081	1234
1968	1124	1058	897	1200
1969	1092	1268	1268	1335
1970	1337	1271	1305	1438
1971	1090	1329	1378	1353
1972	1404	1469	1442	1394
1973	1309	1176	1462	1607
1974	1623	1688	1571	1524
1975	1366	1125	1196	1112

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.33.NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS\*POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL TEXTIL(Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	183	203	288	331
1964	434	331	509	295
1965	217	228	222	204
1966	222	233	209	278
1967	269	230	211	272
1968	224	240	301	304
1969	294	322	400	369
1970	353	382	346	368
1971	367	354	339	358
1972	402	562	404	376
1973	392	405	406	448
1974	460	439	414	352
1975	312	359	426	433

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.34.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE LA MA-  
DERA (Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	384	486	554	307
1964	332	324	648	310
1965	665	600	411	392
1966	250	273	300	212
1967	204	244	330	292
1968	267	277	301	323
1969	305	313	321	308
1970	255	277	345	329
1971	294	351	257	254
1972	251	253	252	315
1973	316	349	343	387
1974	415	443	444	461
1975	445	440	410	493

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.35.NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE LA QUIMICA (Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	898	941	1010	851
1964	940	1003	1039	1129
1965	1106	1020	1048	1239
1966	1126	1276	1181	1153
1967	1069	966	1007	892
1968	775	932	910	996
1969	977	1234	1080	1088
1970	1141	1211	1102	1165
1971	1069	1140	1005	1030
1972	1085	1073	1122	1172
1973	1109	1159	1180	1209
1974	1191	1288	1476	1467
1975	1052	1067	1493	1070

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

540.

CUADRO A.3.36.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL PETRO-  
LEO (Variable H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	271	658	754	655
1964	771	790	857	825
1965	582	624	615	599
1966	571	659	628	593
1967	732	697	743	673
1968	685	700	726	713
1969	712	772	807	783
1970	795	832	810	717
1971	752	752	741	810
1972	710	893	788	960
1973	752	973	935	882
1974	885	891	990	848
1975	914	743	850	834

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.37.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE LA -  
CONSTRUCCION (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1104	850	983	840
1964	959	952	968	1122
1965	1198	1389	1369	1252
1966	1090	1021	1075	1132
1967	1087	988	886	920
1968	959	903	883	839
1969	1018	1006	1006	907
1970	934	1021	979	934
1971	817	894	900	903
1972	898	807	860	868
1973	962	974	1027	1190
1974	1301	1318	1208	1183
1975	1283	1067	1016	1118

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



CUADRO A.3.38.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE LA -  
ELECTRICIDAD (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1189	1421	1360	1113
1964	1108	1070	1139	1141
1965	1275	1628	1255	1298
1966	1331	1199	1408	1287
1967	1220	1271	1281	1297
1968	1246	1163	1293	1206
1969	1219	1154	1250	1217
1970	1500	1372	1341	1352
1971	1441	1471	1452	1469
1972	1490	1394	1510	1615
1973	1423	1305	1491	1564
1974	1514	1510	1562	1597
1975	1518	1540	1622	1460

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

543.

CUADRO A.3.39.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL CAR-

BON (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	933	801	731	761
1964	767	872	879	861
1965	792	662	739	779
1966	617	609	679	549
1967	543	507	545	550
1968	488	486	497	505
1969	517	553	455	420
1970	475	451	435	452
1971	460	418	403	378
1972	421	452	556	484
1973	580	534	592	583
1974	792	754	648	723
1975	728	937	671	722

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

544.

CUADRO A.3.40.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE MINERA  
LES METALICOS (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	766	857	1066	783
1964	1005	1066	1042	990
1965	1146	1169	1101	1210
1966	972	1193	1055	1241
1967	1187	1220	1340	1653
1968	1399	1443	1340	1070
1969	1082	1245	1194	1132
1970	1154	1383	1255	1254
1971	1273	1314	1219	1405
1972	1156	1213	1167	1358
1973	1325	1268	1189	1371
1974	1325	1380	1473	1400
1975	1351	1640	1647	1775

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

545.

CUADRO A.3.41.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE IMPREN

TAS Y EDITORIALES (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	726	283	418	420
1964	310	320	263	444
1965	403	468	457	535
1966	432	489	410	595
1967	481	457	545	540
1968	458	472	452	602
1969	533	599	540	705
1970	582	710	610	756
1971	566	653	590	611
1972	597	621	598	626
1973	634	658	659	577
1974	523	628	509	691
1975	654	586	607	668

Fuente: Elaborado a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.42.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DEL CALZA-  
DO (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	192	155	114	120
1964	313	169	141	179
1965	96	180	205	220
1966	134	178	107	119
1967	104	106	81	67
1968	79	72	75	145
1969	98	91	82	109
1970	90	79	70	62
1971	54	91	83	99
1972	93	127	119	121
1973	103	87	162	178
1974	158	101	126	146
1975	68	103	101	104

Fuente: Elaborado a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

547.

CUADRO A.3.43.

NUMERO DE HORAS EXTRAORDINARIAS POR TRABAJADOR EN LA RAMA DE MINERA  
LES NO METALICOS (VARIABLE H) (Media mensual multiplicada por 100)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	1194	1315	1377	1529
1964	1704	1686	1554	1519
1965	1500	1623	1517	1693
1966	1498	1070	1084	975
1967	964	987	1068	1003
1968	1067	1087	1110	1113
1969	1061	1056	928	1154
1970	1055	993	929	897
1971	955	894	1040	991
1972	905	1112	1200	1195
1973	1156	1081	1047	1132
1974	1094	1086	1059	1103
1975	1249	1410	1178	1218

Fuente: Elaborado a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.44.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMA DE IMPRENTAS Y EDITORIALES (VARIABLE IMT)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	5822	5669	5317	5305
1964	5572	6085	6570	6526
1965	5752	5614	5786	5780
1966	5895	5271	4941	4970
1967	5031	5135	5286	4675
1968	5351	5186	5064	5171
1969	5280	5216	5183	5313
1970	5446	5685	5631	5733
1971	5533	5728	6680	6856
1972	7481	7270	7603	7263
1973	7489	7211	6684	6644
1974	6417	6554	6374	6302
1975	6200	6022	5848	6041

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.45.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RAMADEL CALZADO (VARIABLE CZT)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	7148	6257	5685	5739
1964	6468	7366	7417	7857
1965	5968	5774	5881	5568
1966	5381	5405	5135	5092
1967	5104	4829	4561	4608
1968	4729	4727	4541	4403
1969	4497	4604	4591	4810
1970	4787	4954	4916	4822
1971	5082	5477	5582	5391
1972	5654	5111	5083	6421
1973	4961	4959	4633	5849
1974	4432	5019	5541	4733
1975	5314	5137	5725	5488

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios



CUADRO A.3.46.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL TOTAL DE LA RA-MA DE MINERALES NO METALICOS (VARIABLE MNMT)

(Calculados sobre las series de salarios medios por categorías profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	8860	8911	7809	7795
1964	8052	7661	8256	7988
1965	7270	7228	7419	7281
1966	6870	7257	6742	7020
1967	7802	7871	8136	7745
1968	7857	7774	7698	7479
1969	8413	7707	7666	7268
1970	7090	6964	7045	6932
1971	6281	6331	6078	6899
1972	6329	6671	5709	6428
1973	5580	6014	6527	6388
1974	6968	5896	6053	5325
1975	6142	6823	6441	6635

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.47.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE IMPRENTAS Y EDITORIALES (VARIABLE IMOP)

(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3997	3939	4083	3738
1964	3808	3731	3764	3778
1965	3687	3546	3475	3457
1966	3454	3424	3489	3416
1967	3545	3503	3542	3423
1968	3480	3549	3515	3599
1969	3539	3707	3543	3555
1970	3599	3608	3507	3562
1971	3701	3647	3746	3725
1972	3591	3532	3706	3744
1973	3699	3665	3552	3760
1974	3456	3510	3473	3532
1975	3641	3593	3563	3408

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.48.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DEL CALZADO (VARIABLE CZOP)

(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3010	3340	3353	3118
1964	3132	2896	3129	3119
1965	3012	3148	3065	3206
1966	3085	3084	3037	2805
1967	2815	2773	2867	2878
1968	2892	2936	2901	2799
1969	3091	3035	2984	3208
1970	3184	3095	2967	3363
1971	3041	3153	3022	3158
1972	3279	3190	3108	3093
1973	3070	3098	2980	2896
1974	3146	3221	3508	3194
1975	3331	2655	3227	3342

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

CUADRO A.3.49.COEFICIENTES DE VARIACION DE LA ESTRUCTURA SALARIAL DE LOS OPERARIOSDE LA RAMA DE MINERALES NO METALICOS (VARIABLE MNMOP)

(Calculados sobre las series de los salarios medios por categorías -  
profesionales desestacionalizadas) (Multiplicados por 10.000)

<u>AÑOS</u>	<u>1º Trimestre</u>	<u>2º Trimestre</u>	<u>3º Trimestre</u>	<u>4º Trimestre</u>
1963	3434	3622	3420	3233
1964	3384	3187 •	3804	2913
1965	3215	3193	3228	3356
1966	3457	3368	3502	3542
1967	3100	3479	3543	3297
1968	3271	3099	3380	3341
1969	3325	3349	3526	3685
1970	3362	3156	2892	2832
1971	2841	2760	2474	2979
1972	2764	2891	3015	2826
1973	2766	2760	2651	2819
1974	2470	2600	2622	3168
1975	3247	3074	3165	2765

Fuente: Elaborados a partir de los datos de la Encuesta de Salarios

#### CAPITULO IV

### LA INFLUENCIA DE LOS CAMBIOS DE LA ESTRUCTURA SALARIAL ESPAÑOLA SOBRE EL COMPORTAMIENTO DE LOS SALARIOS MEDIOS

#### 1. INTRODUCCION

En los capítulos II y III de este trabajo se han proporcionado - un conjunto de argumentos y de pruebas empíricas que avalan la hipótesis de un comportamiento flexible de la estructura salarial española - durante el periodo 1963-1975, tanto en lo referente a un comportamiento cíclico, que al menos en los componentes más importantes de dicha - estructura reflejan una sensibilidad respecto a las fuerzas del mercado, como en los cambios a más largo plazo que experimentan las diversas medidas de dispersión salarial utilizadas.

Esta constatación empírica plantea el interrogante de cual ha sido a lo largo del periodo el efecto de los diversos cambios de la estructura salarial sobre el comportamiento de los salarios agregados. - Pues, como acertadamente ha subrayado DUNLOP, el comportamiento de la estructura salarial es un factor explicativo, con frecuencia olvidado, del comportamiento de los salarios medios: "No es satisfactorio tratar la determinación de los salarios en términos de una única tasa. Una única tasa, al margen de la totalidad de la estructura, es vista como - un índice o un barómetro de todas las demás. Pero todos los salarios - no se mueven juntos, ni en el corto ni en el largo plazo. La estructura salarial no es rígida en el tiempo. Sin embargo, la determinación del

nivel salarial y la determinación de la estructura salarial se encuentran estrechamente relacionadas" (1).

En los trabajos de economía referentes al mercado de trabajo español se ha intentado por diversos procedimientos valorar la influencia de los trasvases intersectoriales y de los flujos de cualificación sobre el comportamiento de los salarios medios. A pesar de las limitaciones de las fuentes estadísticas, se ha podido comprobar cómo una parte del crecimiento salarial español experimentado durante el periodo 1963-1975 se ha debido a los trasvases de mano de obra hacia sectores y ocupaciones de remuneración más elevada (2).

Si los condicionamientos institucionales del mercado de trabajo español han dado lugar a una estructura salarial flexible que se manifiesta en el comportamiento de los salarios diferenciales por ramas de actividad y por categorías profesionales, es importante encontrar algún procedimiento empírico que permita valorar de alguna forma la incidencia que las modificaciones en la estructura salarial hayan podido tener sobre el comportamiento del nivel general de salarios.

Este es precisamente el objetivo de este último capítulo. Al abordar esta cuestión se pretende encontrar una vía complementaria de

- (1) Cfr. J.T. DUNLOP: "The Wage Structure: Job Clusters and Wage Contours" en C.R. MCCONNELL: "Perspectives on Wage Determination" Op. cit. pag. 192.
- (2) El INE ha tratado de obtener los efectos de los cambios en la estructura profesional por categorías y en la estructura por ramas de actividad sobre los índices de crecimiento de los salarios medios, construyendo para ello diversos índices de crecimiento salarial con una estructura ocupacional fija. Véase I.N.E.: "La renta nacional en 1973 y su distribución" Madrid, 1974. Pags. 137 y sigs; y "La renta nacional en 1974 y su distribución" Madrid, 1975. Pags. 159 y sigs.

aproximación al problema más general planteado en el capítulo I con respecto al sistema de ajuste existente en el mercado de trabajo durante este periodo. Pues la existencia de un sistema de ajuste salarial flexible implica un determinado comportamiento de los costes salariales, que ha actuado como factor decisivo en el proceso de industrialización que se registra durante el periodo. El conjunto de afirmaciones y de hipótesis formuladas al respecto han hecho hincapié especial en el papel desempeñado por el comportamiento del nivel general de salarios de la economía española durante el proceso de industrialización. La influencia que en ello haya podido tener una estructura salarial flexible no ha sido todavía puesta de manifiesto, ni se han abierto vías para su posible contrastación con la realidad. Y, sin embargo, ello permite desvelar algunos aspectos importantes de la función económica desempeñada por el modelo salarial vigente durante el proceso de industrialización de la economía española durante el periodo considerado.

## 2. LA REALIZACIÓN DE EJERCICIOS DE SIMULACIÓN PARA EVALUAR LA INCIDENCIA DE LOS CAMBIOS DE LA ESTRUCTURA SALARIAL SOBRE LOS SALARIOS MEDIOS

No es sencilla la tarea de encontrar un procedimiento empírico que permita evaluar la incidencia de las diversas modificaciones que se producen en la estructura salarial sobre el nivel general de salarios. La metodología generalmente utilizada para la aproximación empírica a este tipo de problemas es la de la realización de ejercicios de simulación que permitan comparar el comportamiento del nivel general

de salarios que se derivaría de distintos supuestos sobre el comportamiento de la estructura salarial con el comportamiento realmente observado. Este tipo de técnicas permite al menos establecer cuál ha sido la dirección de las modificaciones introducidas en el nivel general de salarios por los cambios operados en la estructura salarial, y suministra unos indicadores cuantitativos, con valor aproximativo, sobre la magnitud relativa de dichas modificaciones.

En este caso los posibles ejercicios de simulación consisten en la comparación de la evolución de los salarios que se deduciría del mantenimiento de la estructura salarial inicial con la evolución realmente observada. Es obvio que al mantener completamente rígida la estructura salarial de partida se puede incurrir en una interpretación exagerada de los cambios en el nivel salarial imputables a la flexibilidad de la estructura salarial. La rigidez absoluta de la estructura salarial es un supuesto que no se corresponde con la evidencia empírica de ninguno de los posibles sistemas de ajuste que pueden prevalecer en el mercado de trabajo. Sin embargo, los supuestos alternativos no son fáciles de obtener y serían injustificadamente arbitrarios o ad-hoc.

El primer problema que se plantea en la aplicación de un supuesto de mantenimiento de la estructura salarial inicial es el derivado de la existencia de movimientos divergentes en los distintos componentes de la estructura salarial, especialmente de la estructura salarial interindustrial y de la estructura salarial por categorías profesionales. Como ha podido comprobarse en el capítulo II, la tendencia dominante durante todo el período de tiempo considerado ha sido la de la progresiva apertura del abanico salarial por ramas de actividad, mientras que el abanico salarial por categorías profesionales, analizado -



en el capítulo III, que se ha comportado de forma diversa en cada rama de actividad, muestra una tendencia dominante a partir de 1967 o 1968 a su progresivo estrechamiento. Ello aconseja que para individualizar el efecto imputable a las modificaciones de cada uno de los componentes de la estructura salarial, el supuesto de rigidez de la misma se formule, para la realización de los ejercicios de simulación, de las tres siguientes formas:

- a) Mantenimiento constante de la estructura salarial por ramas de actividad.
- b) Mantenimiento constante de la estructura salarial por categorías profesionales.
- c) Mantenimiento constante de la estructura salarial por ramas de actividad y por categorías profesionales.

Esta descomposición de los movimientos de la estructura salarial en sus dos componentes principales: por ramas de actividad y por categorías profesionales, permite abordar la relación que ha podido existir entre ambas simulando cuál habría sido el comportamiento de la estructura salarial interindustrial en el caso de que la estructura salarial por categorías profesionales no hubiese sufrido modificación alguna dentro de cada rama de actividad. Desde esta perspectiva los ejercicios de simulación no deben limitarse a la comparación de la evolución observada del nivel general de salarios con la evolución simulada correspondiente a los distintos supuestos de invariabilidad de la estructura salarial, sino que es deseable realizar la comparación también para el salario medio de cada una de las ramas de actividad. De esta forma, el objeto de los ejercicios de simulación no es el nivel general de salarios de la economía española, sino el vector de los salarios medios de las distintas ramas de actividad y su correspondiente salario medio total. Este planteamiento abre la posibilidad

de definir el mantenimiento constante de la estructura salarial inicial en un determinado periodo de tiempo de las dos siguientes formas:

- a) Obligando a que el salario medio total del año final sea igual al observado, de forma que la comparación con los salarios medios sectoriales realmente observados permita obtener el cambio de estructura en sentido estricto.
- b) Permitiendo que el salario medio total del año final varíe, de forma que la comparación con los salarios medios sectoriales realmente observados permita analizar las variaciones experimentadas en el salario medio de cada sector y en el salario medio total atribuibles a las modificaciones de los distintos componentes de la estructura salarial.

Para la realización de los ejercicios de simulación procederemos a estimar los distintos vectores de salarios correspondientes a cada uno de los supuestos de rigidez en la estructura salarial, especificando en todos los casos el vector que mantiene constante el nivel del salario medio total, y el vector que recoge el efecto de los cambios de la estructura sobre el salario medio total. La construcción de estos vectores a partir de los datos proporcionados por la encuesta de salarios presenta en primer lugar un problema referido al sistema de ponderaciones que se debe de utilizar para el cálculo de los salarios medios. Los salarios-hora proporcionados por la encuesta de salarios deben ser ponderados por el número de horas correspondientes en cada caso. Sin embargo, la encuesta de salarios no suministra un desglose de masa salarial (numerador del salario hora) y del número de horas (denominador del salario hora) por categorías profesionales.

Esta situación obliga, para estimar el efecto de cualquier su-

puesto de comportamiento del abanico diferencial por categorías profesionales sobre el salario medio de rama, a la utilización como factor de ponderación del número de hombres empleados en cada categoría profesional, en vez del número de horas trabajadas por cada categoría profesional.

A esta dificultad hay que añadir la que se deriva de la no coincidencia de la desagregación del empleo por categorías profesionales con las categorías para las que la encuesta de salarios proporciona estimación del salario-hora.

CATEGORIAS PARA LAS QUE LA ENCUESTA DE SALARIOS PROPORCIONA DATOS DE EMPLEO

CATEGORIAS PARA LAS QUE LA ENCUESTA DE SALARIOS ESPECIFICA SALARIO-HORA

Técnicos titulados	Ingenieros y licenciados Peritos y ayudantes
Otros técnicos	Técnicos de oficina y laboratorio Técnicos de taller
Administrativos	Jefes Oficiales Auxiliares
Subalternos	Varones Mujeres
Jefes de equipo y oficiales 1ª	Varones Mujeres
Oficiales 2ª y 3ª	Varones Mujeres
Peones especializados	Varones Mujeres
Peones	Varones Mujeres
Aprendices y pinches	Varones Mujeres

De entre las diversas alternativas, se ha elegido la que tras un conjunto de pruebas ofrecía la menor distorsión entre el salario medio de rama, obtenido como media ponderada de los salarios-hora medios de determinadas categorías utilizando como factores de ponderación los datos de empleo disponibles, y el salario hora de rama que proporciona la encuesta como cociente entre masa salarial global y el número de horas totales.

La estructura de ponderación elegida finalmente es la siguiente:

<u>DATOS DE EMPLEO</u>	<u>SALARIOS-HORA</u>
Técnicos titulados	Peritos y ayudantes
Otros técnicos	Técnicos de taller
Administrativos	Oficiales
Subalternos	Subalternos Varones
Jefes de equipo y oficiales 1ª	Varones
Oficiales 2ª y 3ª	Varones
Peones especialistas	Varones
Peones	Varones
Aprendices y pinches	Varones

Como se ve, se ha optado por introducir en todos los casos los salarios estimados para los varones, excluyendo los salarios estimados para las mujeres, y en las categorías de empleados se han seleccionado como categorías representativas de cada estrato profesional las de peritos y ayudantes, otros técnicos de taller y la de oficiales administrativos.

Para el empleo de cada estrato se han considerado los datos proporcionados como trabajadores fijos presentes, más los trabajadores eventuales, excluyendo los trabajadores fijos de baja, lo que no alte

ra el coeficiente de ponderación, dada su reducida proporción y ya — que se reparten de forma muy similar entre todas las categorías.

Todos los datos se refieren a los cuadros de resultados de cada año estimados por la encuesta de salarios, como media mensual, publicados en el boletín correspondiente al cuarto trimestre.

La obligada utilización de este sistema de ponderación introduce un conjunto de discrepancias entre los salarios-hora medios obtenidos por cociente entre masa salarial y número de horas, y los estimados — como media ponderada según el número de trabajadores empleados.

Dichas discrepancias se deben fundamentalmente a los siguientes factores:

- a) La desigual distribución del número de horas trabajadas por trabajador empleado entre las distintas categorías profesionales. Como es sabido, las horas extraordinarias se concentran preferentemente en las categorías profesionales con salarios medios relativamente más bajos. Así, la ponderación — por el número de hombres empleados introduce un sesgo al alza.
- b) La no toma en consideración de los salarios de las mujeres, cuando éstos son estimados por la encuesta de salarios con — independencia de los salarios de los varones. Tal alternativa parece la única posible en ausencia de datos del empleo por sexos en las distintas ramas de actividad y en las distintas categorías profesionales. Dado que los salarios medios de las mujeres durante el periodo estudiado son sensiblemente inferiores a los de los varones, la estimación realizada introduce por esta vía un nuevo sesgo alcista, cuya —

importancia depende en cada rama de actividad de la tasa de actividad femenina, y su distribución por categorías profesionales. Las ramas más afectadas por este sesgo son Alimentación (tasa de actividad femenina 30%), Textil (52'43%), Calzado (68'09%), Papel (20'84%), Imprentas (17'73%), Químicas y Caucho (16'44%), Derivados del Petróleo (32'46%), según los datos de la EPA para 1975.

- c) La diferente estructura de mano de obra de cada rama de actividad. Se ha utilizado un sistema de ponderación común para todas las ramas, teniendo en cuenta la distorsión para el conjunto de las ramas, pero al existir algunas ramas con estructura interna de mano de obra muy diferente del resto, se produce en éstas una mayor discrepancia del salario estimado como media ponderada con respecto al salario-hora de la encuesta.

Tal fenómeno se produce sobre todo en las ramas con predominio de la escala de empleados sobre la escala de operarios. El sesgo introducido por este camino es indeterminado, pues depende tanto de la distribución de la mano de obra dentro de cada estrato profesional como del abanico salarial interno.

El resultado global de estas discrepancias se puede observar en el CUADRO 4.1., en el que se recogen los salarios-hora de la encuesta y los salarios obtenidos mediante este sistema de ponderación para cada una de las ramas de actividad, y para el conjunto de las 15 ramas industriales, y para el total de las 18 ramas incluidas en la encuesta de salarios. En él se puede comprobar el predominio de los sesgos alcistas, tanto para la mayoría de las ramas como para los salarios -

CUADRO 4.1.

	1963		1966		1970		1975	
	S.H.	V.B.	S.H.	V.B.	S.H.	V.B.	S.H.	V.B.
1	20,05	24,17	42,41	42,75	69,22	69,82	196,76	200,82
2	17,22	17,95	27,57	27,36	41,71	41,55	100,86	100,78
3	19,17	17,71	29,02	29,26	45,26	45,82	114,78	115,92
4	13,70	14,73	21,55	23,31	35,26	37,26	79,44	83,83
5	15,13	16,74	18,00	25,71	33,77	37,75	79,08	88,88
6	12,74	13,86	22,52	20,17	26,70	29,47	61,72	67,71
7	12,57	12,89	18,33	18,85	27,00	27,68	64,23	64,96
8	17,51	17,87	26,13	27,01	39,75	41,06	115,18	118,57
9	18,78	20,06	28,00	29,17	43,10	45,38	107,28	109,75
10	20,69	20,75	36,12	37,71	57,19	58,85	136,77	139,46
11	18,13	19,16	27,74	28,99	43,05	45,02	116,72	120,19
12	14,23	14,35	21,88	22,12	35,38	35,67	97,54	99,33
13	18,17	18,11	28,35	28,83	45,04	45,62	124,89	127,01
14	12,78	12,71	18,99	18,96	31,59	31,60	89,53	89,31
15	20,14	20,15	35,68	34,51	59,21	58,55	159,06	154,56
TOTAL		16,30		25,40		40,40		106,93
16	14,17	15,05	21,89	23,65	34,22	35,79	84,03	86,35
17	34,41	32,77	52,60	52,62	86,08	87,64	197,62	191,41
18	30,04	38,77	41,85	44,35	61,08	65,49	145,42	152,64
TOTAL	16,23	16,76	24,92	26,01	40,09	41,55	106,33	109,21

medios totales.

Sin embargo estas distorsiones quedan en buena medida paliadas - si se realizan todas las comparaciones entre salarios estimados con - el mismo sistema de ponderación, pues no cabe esperar que los factores que introducen las discrepancias sufran cambios radicales durante el periodo. Al conjunto de los salarios medios sectoriales calculados para cada año con este sistema de ponderación lo denominamos vector base (VB), y todas las comparaciones se realizarán con esos vectores base y no con los salarios hora proporcionados por la encuesta de salarios.

Los distintos vectores se han calculado para los años 1963, 1966, 1970 y 1975, para los que existen tablas Input-Output que pueden, en su caso, permitir simulaciones adicionales (3). Dichos cálculos se -- han realizado para los 18 sectores de la encuesta de salarios y para los 15 sectores que engloban la industria y la construcción. Aquí se exponen únicamente los segundos, ya que el comportamiento de la estructura salarial de los sectores de servicios sufren fuertes irregularidades que pueden distorsionar los resultados del conjunto.

### 3. LA INFLUENCIA DE LOS CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL POR CATEGORÍAS PROFESIONALES SOBRE LA ESTRUCTURA SALARIAL INTERINDUSTRIAL

Procederemos en primer lugar al cálculo de aquellos vectores que mantengan la estructura salarial del año inicial 1963 forzando la con-

---

(3) Véase J.L. MALO DE MOLINA: "La influencia de los cambios de la estructura salarial española durante el periodo 1963-1975 sobre el comportamiento de los salarios medios" Ponencia presentada al IV Simposium de Teoría Económica de la Universidad Autónoma de Barcelona. Fotocopiado, 1980.



dición de que su salario medio sea igual al salario medio del vector - base correspondiente. Estos vectores, como se ha dicho, permiten dis-tinguir plenamente los cambios de nivel de los cambios de estructura, - aislando completamente estos últimos. Para su cálculo es necesario de-terminar el porcentaje de elevación de los salarios del año inicial, - necesario para que su media ponderada sea igual al salario medio del vector base del año final. Tal porcentaje de elevación será distinto - si se calcula sobre la base de los salarios de rama a si se calcula so-bre los salarios de cada categoría profesional de cada rama.

En el primer caso, sea  $\lambda$  el porcentaje que tiene que crecer el sa-lario de cada rama de actividad sobre 1963 para que su media pondera-da según el número de trabajadores empleados en cada rama sea igual al obtenido para el año final según el criterio de ponderación utilizado.

Entonces:

$$\frac{\sum_{j=1}^{15} X_j (P_{1j} + P_{2j})}{\sum_{j=1}^{15} (P_{1j} + P_{2j})} = SMVB_F$$

siendo:  $SMVB_F$  = El salario medio total del vector base del año final.

$X_j$  = El salario medio de la rama j del vector base del año inicial.

$P_{1j} + P_{2j}$  = Los trabajadores empleados en la rama j (suma de fijos presentes más eventuales) durante el año fi-nal. De donde:

$$\lambda = \frac{SMVB_F \sum_{j=1}^{15} (P_{1j} + P_{2j})}{\sum_{j=1}^{15} (P_{1j} + P_{2j}) X_j}$$

Como:

$$\sum_{j=1}^{15} \frac{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})$$

$$\text{SMVB}_F = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

Es decir,

$$\text{SMVB}_F = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

siendo  $X'_{ij}$  el salario medio según la Encuesta de Salarios de la categoría  $i$  en la rama  $j$  en el año final.

Luego:

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} \sum_{j=1}^{15} (P_{1j} + P_{2j})$$

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} \sum_{j=1}^{15} (P_{1j} + P_{2j}) X_j$$

Como obviamente

$$P_{1j} + P_{2j} = \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})$$

$$\sum_{j=1}^{15} (P_{1j} + P_{2j}) = \sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})$$

de donde

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^{18} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{j=1}^{18} (P_{1j} + P_{2j}) X_j}$$

En el segundo caso, sea  $\lambda'$  el porcentaje que tiene que crecer - el salario de cada categoría profesional dentro de cada rama de actividad sobre 1963 para que la media ponderada por el número de trabajadores empleados en cada categoría profesional de cada rama de actividad sea igual al obtenido para el año final según el criterio de ponderación utilizado.

Entonces:

$$\sum_{j=1}^{15} \frac{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij} \lambda'}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} = \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})$$

$$SMVB_F = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

$$\lambda' = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} = SMVB_F$$

siendo

$SMVB_F$  = el salario medio total del vector base del año final

$X_{ij}$  = el salario medio de la categoría profesional  $i$  en la rama de actividad  $j$  según la Encuesta de Salarios para el año inicial.

$P_{1ij} + P_{2ij}$  = el número de trabajadores empleados (fijos presentes - más eventuales) en la categoría profesional  $i$  de la rama  $j$ .

De donde se obtiene que:

$$\lambda' = \frac{SMVB_F \sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij}}$$

Como

$$\sum_{j=1}^{15} \frac{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) = SMVB_F$$

es decir

$$SMVB_F = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

siendo  $X'_{ij}$  el salario medio según la Encuesta de Salarios de la categoría  $i$  en la rama  $j$  en el año final. Resulta que:

$$\lambda' = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X'_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij}}$$

Los coeficientes  $\lambda$  y  $\lambda'$  permiten mantener el nivel absoluto de los salarios en cada año, manteniendo rígida la estructura de salarios del año base según estos dos criterios alternativos:

- 1) Manteniéndose constante la misma estructura por ramas de actividad.
- 2) Manteniéndose la misma estructura por categoría profesional dentro de cada rama.

En tercer lugar, para aislar el cambio de estructura debido exclusivamente al cambio del abanico diferencial por categorías interno a cada rama habría que calcular un coeficiente de elevación diferencial por cada rama, que se mantuviese en la proporción diferencial - con que cada rama ha registrado su propio cambio de nivel.

Si  $q_j$  es la tasa de crecimiento experimentado por la rama  $j$ , deducido de los vectores base correspondientes a los años inicial y final.

Entonces:

$$\frac{\sum_{j=1}^{15} \frac{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) x_{ij} q_j \lambda''}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} = SMVB_F$$

de donde

$$\lambda'' = \frac{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) x'_{ij}}{\sum_{j=1}^{15} \sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

siendo  $\lambda''_j = \lambda' q_j$  la tasa de elevación diferenciada para cada rama de actividad.

Los valores obtenidos son:

	$\lambda$	$\lambda'$	$\lambda''$
1966	1,5607	1,5247	0,9745
1970	2,5259	2,3838	0,9729
1975	6,5152	5,9915	0,9196

Sobre la base de dichos coeficientes se han construido para cada año los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$ , cuyo elemento  $j$  está constituido de la siguiente forma:

$$\lambda_j = \lambda \text{ VB}_j^{63}$$

donde  $\text{VB}_j^{63}$  es el elemento  $j$  del vector base, del año 1963

$$\lambda'_j = \frac{\sum_{i=1}^g (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij} \lambda_i}{\sum_{i=1}^g (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

donde  $X_{ij}$  es el salario hora de la categoría  $i$  de la rama  $j$  el año - 1963.

$$\lambda''_j = \frac{\sum_{i=1}^g (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij} g_j \lambda_i}{\sum_{i=1}^g (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

Segun esto, el vector  $\lambda$  representa lo que hubiesen sido los salarios hora medios de cada rama de actividad si todas las ramas hubiesen crecido a la tasa uniforme  $\lambda$ , de forma que su media ponderada se mantuviese al nivel del año final. Mantiene por lo tanto fija la estructura inter-ramas de los salarios-hora, e implica la existencia de rigidez en el abanico diferencial por ramas de actividad.

El vector  $\lambda'$  representa lo que hubiesen sido los salarios-hora medios de cada rama de actividad, si dentro de cada rama los salarios de cada categoría hubiesen crecido a una tasa proporcional a la

tasa de crecimiento del salario medio de la rama  $\lambda'' q_j$ , de forma - que su media ponderada se mantuviese al nivel del año final. Mantie- ne por lo tanto fija la estructura entre categorías, mientras la es- tructura por ramas de actividad varia en la misma forma en que lo - hizo en realidad; implica por ello rigidez en el abanico por catego- rias, y flexibilidad en el abanico por ramas.

Los valores obtenidos para los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$  aparecen junto con los valores de los vectores-base de los años correspondien- tes en el CUADRO 4.2.

A partir de dicho cuadro se han calculado para cada rama de acti- vidad las relaciones de cada elemento de cada vector con su corres- pondiente del vector-base en el mismo año, y el número índice con - respecto a su valor de 1963. Tales resultados, que aparecen en el - CUADRO 4.3., permiten realizar un conjunto de consideraciones:

La primera cuestión que se plantea a la vista de los re- sultados obtenidos, es en qué medida la forma concreta empleada para mantener la estructura salarial inicial responde a los distintos su- puestos establecidos inicialmente. Los vectores  $\lambda$  representan perfec- tamente la misma estructura salarial inter-ramas que el año inicial, al nivel del salario medio de cada año. Así, su coeficiente de varia- ción es el mismo para todos los años. Los vectores  $\lambda''$  representan también la misma estructura salarial por categorías profesionales - dentro de cada rama, moviéndose la estructura inter-ramas en la for- ma en que se ha observado en la realidad. Pero, ¿en qué medida puede considerarse que la forma de construir los vectores  $\lambda'$  aplicando - una tasa de crecimiento uniforme a cada categoría profesional de to- das las ramas de actividad, puede interpretarse como el resultado - del mantenimiento simultáneo de la misma estructura inter-ramas e in- ter-categorías que en el año inicial?



CUADRO 4.2.

[illegible]

CUADRO 4.3.

	1,355				1,370				1,375			
	$\lambda$		$\lambda'$		$\lambda$		$\lambda'$		$\lambda$		$\lambda'$	
	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC
1	155,05	89,23	155,16	93,94	157,79	105,18	252,59	87,44	211,46	73,20	249,44	86,35
2	155,04	102,36	149,19	97,22	143,96	94,44	252,59	109,12	235,71	102,26	223,23	96,44
3	155,07	94,46	154,37	99,49	173,35	104,92	252,57	97,62	267,81	103,51	283,12	109,43
4	155,08	98,63	153,63	97,08	157,16	99,31	252,61	99,07	246,27	96,15	256,35	101,34
5	155,09	101,63	155,20	101,05	152,75	99,46	252,57	112,00	246,00	109,09	228,88	100,61
6	155,05	107,24	154,49	105,10	144,16	99,05	252,61	118,00	240,33	113,03	208,07	96,24
7	155,07	105,74	154,78	105,31	143,75	98,30	252,60	117,63	230,41	107,30	202,17	94,15
8	155,07	103,26	154,78	102,41	149,41	96,85	252,60	109,94	246,01	107,34	202,29	101,32
9	155,08	107,34	155,03	105,62	143,67	96,30	252,59	111,66	246,31	109,76	229,01	101,23
10	155,05	85,67	151,13	83,16	175,86	95,76	252,58	89,05	238,02	83,93	279,96	97,30
11	155,05	103,14	157,25	103,33	151,77	100,31	252,61	107,51	191,81	81,21	182,69	77,88
12	155,10	101,27	157,70	102,31	155,26	100,72	252,61	101,63	255,47	102,76	259,65	104,46
13	155,05	98,02	155,22	97,50	157,70	99,05	252,57	100,26	251,08	99,67	259,30	102,50
14	155,10	104,04	156,77	105,43	151,22	101,37	252,56	101,58	246,23	99,04	252,24	101,46
15	155,08	91,13	152,63	94,96	177,72	103,77	252,61	89,93	259,75	80,39	308,49	105,17

	$\lambda$		$\lambda'$		$\lambda''$	
	$\lambda$		$\lambda'$		$\lambda''$	
	IN	FC	IN	FC	IN	FC
1	651,31	78,41	622,47	74,92	776,75	93,49
2	651,33	116,04	614,48	109,45	529,14	94,24
3	651,50	99,53	701,58	107,19	705,31	107,76
4	651,53	114,48	638,70	112,23	587,84	98,02
5	651,49	122,70	627,06	118,10	511,05	96,25
6	651,52	133,36	636,19	126,18	469,99	96,20
7	651,51	129,28	637,32	126,46	493,95	97,94
8	651,54	96,20	640,68	96,56	652,94	98,41
9	651,50	119,08	629,11	114,99	528,17	96,54
10	651,52	96,94	611,04	90,91	630,27	93,78
11	651,51	103,86	652,30	103,99	627,56	101,04
12	651,50	94,12	670,39	96,48	712,26	102,90
13	651,52	92,90	654,05	93,26	703,70	100,34
14	651,53	92,72	674,67	96,01	727,93	103,89
15	651,51	84,94	680,77	90,16	815,29	105,29

Es obvio que esto sería posible si la variación relativa de los valores de los vectores  $\lambda'$  con relación a los vectores base se pudiese descomponer perfectamente en la variación relativa de los vectores  $\lambda$  con relación también a los vectores base. En tal caso, se podría decir que los vectores  $\lambda'$  recogen exactamente el efecto conjunto de los supuestos empleados para construir los vectores  $\lambda$  y los vectores  $\lambda''$ .

Por eso, para comprobar en qué medida los vectores  $\lambda'$  se ajustan a dicho supuesto, se ha realizado la siguiente regresión:

$$\frac{\lambda'_j - VB_j}{VB_j} = a + b \frac{\lambda_j - VB_j}{VB_j} + c \frac{\lambda''_j - VB_j}{VB_j}$$

Y se han obtenido los siguientes resultados:

	a	b	c	R <sup>2</sup>
1966	0,1534	1,0034	0,9543	0,9965
1970	-3,0978	0,9426	0,9751	0,9968
1975	-0,0715	0,9492	0,8735	0,9984

El alto valor de R<sup>2</sup>, la proximidad de los coeficientes b y c a la unidad, y el bajo valor de a en todos los años, permiten aceptar que, si bien la desviación de  $\lambda'$  con relación a los vectores-base no se puede descomponer exactamente en la suma de las desviaciones de  $\lambda$  y  $\lambda''$  respecto a los mismos vectores, sin embargo,  $\lambda'$  constituye un indicador bastante apropiado para medir el efecto conjunto del mantenimiento de la estructura salarial inter-ramas y de la estructura salarial inter-categorías. En todo caso los valores de los coeficientes a, b y c indican para cada año la dirección y la magnitud del sesgo introducido al operar bajo dicha suposición.

La comparación de la variación de los distintos vectores en relación a los vectores-base de cada año, permite establecer si los efectos de las modificaciones de la estructura salarial por ramas de actividad y las modificaciones de la estructura salarial por categorías profesionales han operado en direcciones convergentes o divergentes, y cuál de los dos efectos ha tenido mayor importancia. Para ello se han calculado los coeficientes de correlación de Spearman entre las variaciones relativas de los valores de los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$  respecto a los vectores base de cada año.

1966	0,9250	-0,3929	-0,1393
1970	0,7964	-0,3464	0,1679
1975	0,9607	-0,3393	-0,1786

Como puede observarse, el coeficiente de Spearman alcanza un valor altamente significativo en todos los años para la relación entre la variación relativa del vector  $\lambda$  y la variación relativa del vector  $\lambda'$ . Lo que quiere decir que el efecto conjunto de las modificaciones de estructura inter-ramas o inter-categorías guarda una estrecha vinculación con el efecto aislado de la modificación de la estructura inter-ramas. Si además interpretamos los valores no significativos -y negativos en su mayor parte- del resto de los coeficientes de Spearman como indicativos de una divergencia en las direcciones en que han actuado las modificaciones de la estructura salarial interna de las ramas y la estructura inter-ramas, podemos concluir que en el efecto final de los cambios de la estructura salarial sobre los salarios medios de rama tiene una incidencia dominante los cambios de los salarios diferenciales por ramas de actividad.

Esto debe interpretarse como la no existencia de coincidencia -

entre el efecto de la influencia de los cambios en la estructura interna de una rama por categorías profesionales, que viene medida por la diferencia relativa  $\frac{\lambda_j - \text{VB}_j}{\text{VB}_j}$  con los cambios en la estructura salarial inter-ramas, medida por  $\frac{\lambda_j - \text{VB}_j}{\text{VB}_j}$ , pero que en el resultado final o conjunto, medido por  $\frac{\lambda_j - \text{VB}_j}{\text{VB}_j}$  tiene mayor fuerza los cambios en la estructura inter-ramas.

Antes de entrar en un examen más detallado, es necesario plantearse en qué dirección ha actuado esta divergencia de los efectos respectivos de los cambios en la estructura por ramas, y los cambios en la estructura por categorías. Para ello se han calculado los coeficientes de variación de los vectores base y de los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$  en cada año. Los resultados son los siguientes:

	COEFICIENTES DE VARIACION			
	$\frac{\text{VB}}{\lambda}$	$\frac{\lambda}{\lambda'}$	$\frac{\lambda'}{\lambda''}$	$\frac{\lambda''}{\lambda}$
1966	0,2459	0,1865	0,2018	0,2627
1970	0,2685	0,1865	0,1779	0,2589
1975	0,3120	0,1865	0,1818	0,3069

Como puede verse, los coeficientes de variación de los vectores  $\lambda$  son iguales en todos los años pues mantienen la misma estructura del año inicial 1963 y son siempre inferiores a la dispersión realmente observada en todos los años, medida a través de los coeficientes de variación correspondientes a los vectores-base. Lo que manifiesta una vez más que la tendencia dominante durante todo el periodo 63-75 ha sido la de la progresiva apertura del abanico de los salarios medios de las diferentes ramas de actividad.

Sin embargo, los coeficientes de variación de los vectores  $\lambda''$  resultan inferiores a los correspondientes a los vectores-base en 1970 y en 1975, mientras que en 1966 la relación es inversa. Si tenemos en cuenta que en la mayoría de las ramas la tendencia al progresivo estrechamiento del abanico salarial por categorías profesionales se inicia con claridad en el periodo comprendido entre 1966 y 1970, habría que concluir que el comportamiento de los salarios diferenciales por categorías profesionales ha contribuido, levemente, a la progresiva apertura del abanico por ramas de actividad, precisamente a partir de la generalización de su tendencia al progresivo estrechamiento. Es decir, que a partir de 1966, el progresivo estrechamiento de las diferencias en las retribuciones medias por categorías ha tenido una contribución -pequeña pero positiva-, a la progresiva apertura del abanico inter-ramas. A la misma conclusión se llega mediante la comparación de los coeficientes de variación de los vectores  $\lambda$  con los coeficientes de variación de los vectores  $\lambda'$ .

Para un análisis más detallado de todos los efectos de los cambios en la estructura salarial, manteniendo constante el nivel del salario medio total, se han elaborado los GRAFICOS IV.1., IV.2. y IV.3., donde se recogen las desviaciones relativas respecto a los valores de los vectores-base de los salarios medios estimados en los vectores  $\lambda$  y  $\lambda''$  para cada uno de los tres años estudiados. Se han señalado en negro los puntos correspondientes a los sectores cuya desviación del vector  $\lambda'$  -que recoge el efecto conjunto- respecto al vector-base es negativa.

Los sectores situados en el primer cuadrante, son aquellos cuyo salario medio hubiese sido mayor al observado, si se hubiesen mantenido fijas la estructura salarial interna y la estructura inter-ramas. Los sectores situados en el segundo cuadrante, son aquellos que

GRAFICO IV.1.1.

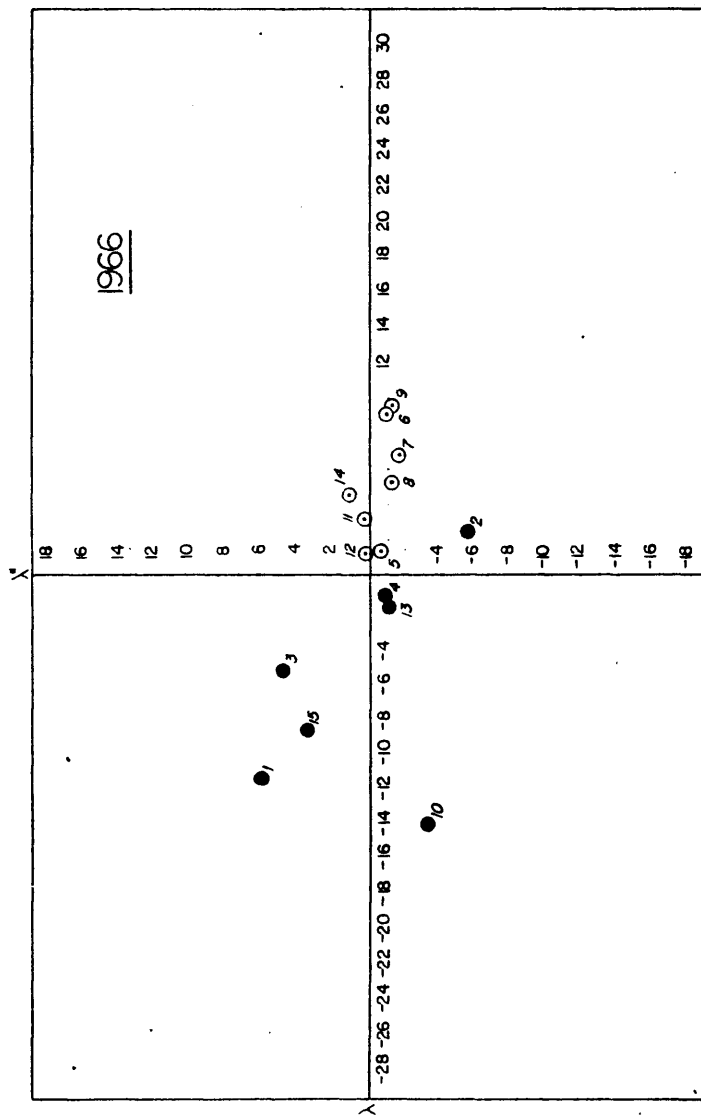


GRAFICO IV.2.

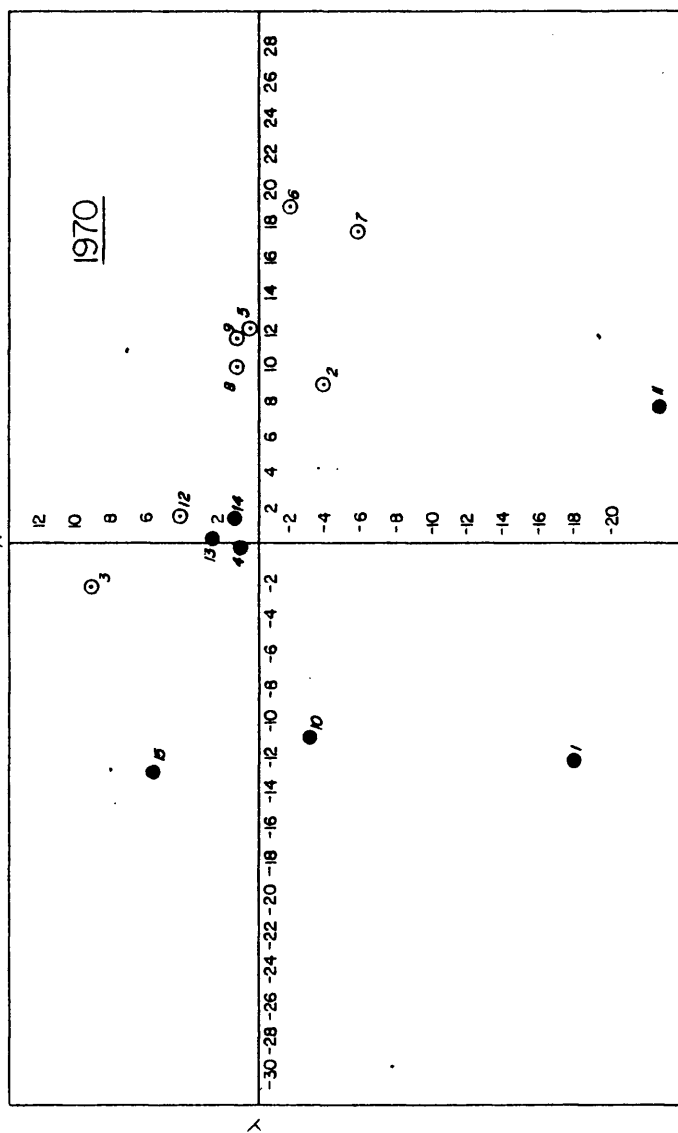
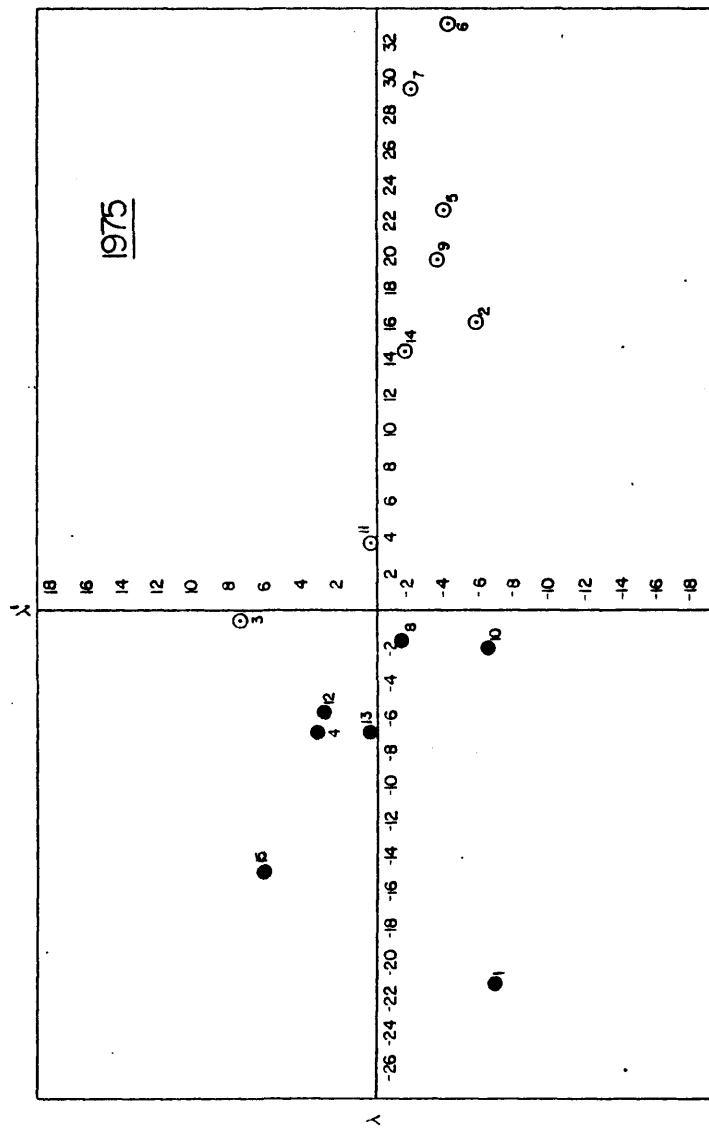




GRAFICO IV.3.



hubiesen tenido un salario medio mayor, si se hubiese mantenido fija la estructura por ramas, pero menor si se hubiese mantenido fija la estructura por categorías. Los situados en el tercer cuadrante, son aquellos que hubiesen tenido un salario menor en ambos casos. Y los situados en el cuarto cuadrante, son los que hubiesen tenido un salario medio mayor si se hubiese mantenido fija la estructura por ramas de actividad.

Hay que subrayar que al forzar la condición de mantener el mismo nivel del salario medio total, al estimar los vectores  $\lambda$  y  $\lambda''$ , la dispersión respecto al origen de coordenadas es simétrica para todos los años. Por eso tienen más interés las comparaciones que se realizan cuando se elimina dicha restricción.

De todas formas, se puede observar que para todos los años, la desviación producida por los cambios en la estructura inter-ramas - medida en el eje de abscisas- es relativamente más importante que la desviación relativa por categorías profesionales -medida en el eje de coordenadas-, e incluso que esa mayor incidencia se vá acentuando con el paso del tiempo.

Puede comprobarse asimismo, como habíamos demostrado anteriormente, la preeminencia del efecto del cambio de estructura por ramas de actividad sobre el cambio de estructura por categorías profesionales, por la casi perfecta correspondencia de los valores positivos y negativos (en negro) de la desviación del vector  $\lambda$  respecto al vector-base con los valores positivos y negativos del eje de abscisas en todos los años.

En la comparación de los tres cuadros, puede observarse cómo para la mayoría de las ramas de actividad existe una sustancial conti-

nuidad en la posición relativa ocupada en la distribución de los efectos de los cambios en la estructura salarial, aún cuando existe cierta variación en los porcentajes correspondientes de un año para otro. Solo en los casos de la rama del Papel (8) y la rama de Industrias Químicas (11), puede hablarse de la existencia de bruscas modificaciones en la posición relativa ocupada.

Si aceptamos que aquellos sectores cuyo salario medio efectivo medido a través de su valor en los vectores-base, ha resultado inferior al que se deduciría de haberse mantenido la estructura salarial inicial, son los que se han visto favorecidos por los cambios en la estructura salarial, podemos obtener algunas conclusiones. Las ramas del textil, el calzado, la madera y las imprentas y editoriales aparecen como beneficiarios de los cambios globales de la estructura salarial -interna e inter-ramas- en los tres años analizados; las ramas de industrial químicas y construcción aparecen como favorecidas globalmente en 1966 y en 1975. El papel y el petróleo figuran en la misma situación en 1966 y 1970, y las ramas de extracción de minerales metálicos y no metálicos aparecen en 1970 y 1975.

Sin embargo, esta caracterización de sectores globalmente favorecidos está fuertemente condicionada -por lo dicho anteriormente- por el empeoramiento de su situación relativa en el abanico de los salarios diferenciales por ramas de actividad. Por ello interesa analizar por separado los cambios producidos por las modificaciones de la estructura salarial interna de cada rama de actividad. Los sectores favorecidos, en el sentido expresado anteriormente, por los cambios en la estructura salarial interna, son los de la extracción de minerales no metálicos, petróleo y electricidad en los tres años analizados. El metal y la alimentación resultan favorecidos en 1970 y -

1975. La construcción en 1966 y 1970. Las industrial químicas en - -  
1966 y 1975, y por último el textil, el papel y las imprentas y edi-  
toriales solamente en 1970.

4. LA INCIDENCIA DE LAS MODIFICACIONES DE LOS DISTINTOS COMPONENTES  
DE LA ESTRUCTURA SALARIAL SOBRE EL NIVEL GENERAL DE SALARIOS Y -  
SOBRE LOS SALARIOS MEDIOS INDUSTRIALES

Los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$  permiten un análisis riguroso del -  
cambio de estructura, manteniendo el salario medio total ponderado -  
al nivel del año final. Sin embargo, en la medida que el nivel de -  
los salarios agregados viene definido como una media ponderada de -  
los salarios de rama, no es realista suponer que los cambios en la -  
estructura no afecten al nivel y por lo tanto es conveniente, junto -  
a la consideración rigurosa de la distinción entre cambio de nivel y  
cambio de estructura, introducir en el análisis el cambio de nivel -  
que se deriva del propio cambio de estructura.

El cálculo de los vectores que incluyen dicho efecto es bastan-  
te más sencillo que en el caso anterior, pues el porcentaje de eleva-  
ción viene definido directamente por la diferencia relativa del sala-  
rio medio total del año final con relación al salario medio total -  
del año inicial. Dicho porcentaje de elevación lo denominaremos  $\alpha$  -  
y sus valores en relación a 1963 son:

	$\alpha$
1966	1,54
1970	2,47
1975	6,55

Los nuevos vectores A, B y C similares a los  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$  quedan definidos de la siguiente forma: Los vectores A, están formados por los  $A_j = \alpha \sqrt{B_j^{63}}$  y representan en cada año lo que hubiesen sido los salarios-hora medios de cada rama de actividad si hubiesen crecido a la misma tasa que lo hizo la media ponderada de las 15 ramas. Los vectores B, están formados por:

$$B_j = \frac{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij} \alpha}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})} \quad X_{ij} = 1963$$

y representan lo que hubiesen sido los salarios - hora medios de cada rama de actividad, si dentro de cada rama los salarios de cada categoría hubiesen crecido a la tasa uniforme con que lo hizo la media ponderada de las 15 ramas.

Los vectores C están formados por los:

$$C_j = \frac{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij}) X_{ij} G_j}{\sum_{i=1}^9 (P_{1ij} + P_{2ij})}$$

donde  $G_j$  está definido de la misma forma que en los vectores  $\lambda''$ . Los vectores C representan lo que hubiesen sido los salarios medios de cada rama si dentro de cada rama los salarios de cada categoría profesional hubiesen crecido, lo que hizo el salario-hora medio de la rama.

En el CUADRO 4.4. aparecen los resultados de la estimación de estos nuevos vectores y en el CUADRO 4.5. tanto las variaciones de es-

CUADRO 4.4.

	1,983			1,985			1,970			1,975		
	V.B.	A	C	V.B.	A	C	V.B.	A	C	V.B.	A	C
1	24,17	37,66	46,56	41,04	59,91	61,97	52,93	69,82	61,97	200,82	196,56	204,14
2	17,95	27,97	26,52	27,19	44,89	41,19	44,00	41,55	41,19	100,78	117,75	103,28
3	17,71	27,60	31,30	29,75	43,69	31,54	49,12	46,82	31,54	115,92	116,16	135,63
4	14,73	22,95	23,75	23,42	35,51	38,81	37,87	37,26	38,81	83,83	96,63	89,35
5	16,74	26,71	36,24	26,55	41,49	39,04	42,64	37,75	39,04	88,88	108,82	93,03
6	13,86	21,60	30,30	21,88	34,35	29,76	34,49	29,47	29,76	67,71	90,92	70,83
7	12,89	20,09	19,01	20,29	31,95	28,78	30,75	27,60	28,78	64,96	84,56	69,18
8	17,07	27,85	27,40	20,27	44,29	42,76	45,89	41,05	42,76	118,57	117,23	125,35
9	20,05	31,26	29,27	31,78	48,72	47,22	51,58	45,30	47,22	109,75	131,60	115,21
10	20,75	32,33	37,44	32,02	51,43	50,85	51,15	58,05	50,85	139,46	135,12	142,21
11	19,16	29,86	29,84	30,79	47,49	36,04	37,86	45,02	36,04	120,69	125,69	130,75
12	14,35	22,36	22,86	23,13	35,57	38,30	37,97	35,67	38,30	99,33	94,14	111,14
13	18,11	24,22	29,31	28,73	44,69	46,05	47,08	45,42	46,05	127,01	116,80	138,56
14	12,71	19,81	19,72	20,62	31,50	32,95	32,67	31,41	32,95	89,31	83,38	100,61
15	20,15	31,40	31,75	33,49	47,94	63,09	54,20	50,55	63,09	154,55	132,19	178,63
SM	95,30	24,58	25,41	25,50	41,00	41,51	41,53	40,40	41,51	106,03	107,48	116,09

CUADRO 4.5.

	1.965						1.970						1.975					
	A			B			A			B			A			B		
	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC	IN	FC
1	155,81	89,09	159,80	95,00	192,72	108,96	247,87	85,81	218,39	75,81	256,39	86,76	655,02	76,96	691,51	82,02	944,60	101,55
2	155,82	102,23	151,48	99,38	147,74	96,93	247,86	107,08	215,13	105,90	229,42	99,11	655,99	116,84	672,81	119,84	975,38	102,48
3	155,84	94,33	167,98	101,67	171,87	107,66	247,83	95,79	277,30	107,30	191,02	112,48	655,01	100,22	769,15	117,35	765,97	117,18
4	155,80	96,45	159,00	100,47	151,24	101,89	247,85	77,99	257,09	101,64	353,48	104,16	655,01	115,27	699,32	122,08	605,59	105,98
5	155,85	101,68	158,60	103,27	155,75	102,05	247,85	109,91	254,72	112,95	233,21	103,42	655,03	123,56	695,62	129,32	555,73	104,67
6	155,84	107,09	157,86	106,48	147,91	101,64	247,84	115,55	248,85	117,03	214,72	100,98	655,99	134,28	685,64	140,35	511,04	104,61
7	155,86	106,56	157,41	107,64	147,48	100,85	247,87	115,43	230,56	111,09	207,76	95,75	655,01	130,17	697,83	138,47	535,70	105,50
8	155,85	107,15	156,20	104,66	153,33	101,44	247,85	109,95	297,10	113,66	235,39	104,05	655,02	98,67	701,45	105,72	510,02	107,01
9	155,81	85,73	154,31	84,91	180,43	99,28	247,86	87,39	216,51	86,32	283,61	100,00	655,00	97,61	669,01	99,54	574,33	104,97
10	155,85	103,00	150,70	105,21	155,74	102,93	247,86	105,49	197,00	84,10	108,10	80,05	655,00	104,59	713,99	113,82	685,41	108,79
11	155,82	101,08	151,18	104,57	159,30	103,35	247,87	99,72	264,60	105,45	255,90	107,37	655,03	94,77	734,22	105,07	774,49	111,89
12	155,83	97,88	156,64	99,65	151,84	101,65	247,87	98,40	259,97	103,20	265,38	105,35	655,99	93,54	716,12	102,11	765,21	109,11
13	155,86	104,48	162,23	108,76	155,15	104,01	247,84	99,68	257,14	103,39	259,24	104,27	655,02	93,35	730,63	105,12	791,58	112,85
14	155,83	90,99	155,20	97,04	152,34	105,49	247,84	85,29	250,90	92,57	317,07	109,12	655,03	85,53	756,33	98,60	886,50	115,57
84-4	151,25	98,35	155,93	100,71	155,20	100,24	247,88	100,50	254,79	102,80	254,66	102,75	659,39	100,51	715,34	109,04	712,21	109,21

tos vectores respecto a los vectores-base, como los índices de crecimiento respecto al vector-base de 1963.

La relación del vector B con los vectores A y C de cada año, se plantea en los mismos términos que la relación del vector  $\lambda'$  con los vectores  $\lambda$  y  $\lambda''$ . Para ver en qué medida el vector B recoge el efecto combinado de las modificaciones en la estructura por ramas y de las modificaciones en la estructura por categorías, se ha realizado, en este caso, el siguiente ajuste:

$$\frac{B_j - VB_j}{VB_j} = a + b \frac{A_j - VB_j}{VB_j} + c \frac{C_j - VB_j}{VB_j}$$

Los resultados para cada año son los siguientes:

	a	b	c	R <sup>2</sup>
1966	0,1347	1,0261	0,9419	0,9987
1970	-0,5221	0,9942	0,9825	0,9968
1975	1,0120	1,0326	0,8792	0,9984

De nuevo en este caso los altos valores de R<sup>2</sup>, la proximidad de los coeficientes b y c a la unidad y el bajo valor de a en todos los años, permiten aceptar el vector B como un indicador bastante aproximado para medir el efecto conjunto del mantenimiento de la estructura salarial inter-ramas y de la estructura salarial inter-categorías, incluyendo la modificación de nivel que se deriva de dichos cambios de estructura. Los valores de los coeficientes a, b y c indican para cada año la dirección y la magnitud del sesgo introducido al operar bajo dicha suposición.

Logicamente, en los nuevos vectores se manifiesta también el carácter dominante de las modificaciones de la estructura inter-ra--



mas. En efecto, los valores de los coeficientes de Spearman entre -  
 las distintas desviaciones relativas de cada vector A, B y C sobre -  
 los respectivos vectores-base son los mismos que los calculados en el  
 caso de los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$ .

$$r_s \left( \frac{A_j - VB_j}{VB_j} \frac{B_j - VB_j}{VB_j} \right) = r_s \left( \frac{\lambda_j - VB_j}{VB_j} \frac{\lambda'_j - VB_j}{VB_j} \right)$$

$$r_s \left( \frac{A_j - VB_j}{VB_j} \frac{C_j - VB_j}{VB_j} \right) = r_s \left( \frac{\lambda_j - VB_j}{VB_j} \frac{\lambda''_j - VB_j}{VB_j} \right)$$

$$r_s \left( \frac{B_j - VB_j}{VB_j} \frac{C_j - VB_j}{VB_j} \right) = r_s \left( \frac{\lambda'_j - VB_j}{VB_j} \frac{\lambda''_j - VB_j}{VB_j} \right)$$

Siendo, por lo tanto, igualmente válidas las conclusiones que ob-  
 tuvimos con los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$ , respecto a que el efecto con-  
 junto de las modificaciones de las estructuras salariales inter-ramas  
 e inter-categorías, medido en este caso por la desviación del vector  
 B con respecto al vector-base, tendía a reflejar unos efectos simila-  
 res a los de las modificaciones en las estructuras inter-ramas aisla-  
 damente, de forma que se puede hablar de su carácter preponderante.

Por último, también los coeficientes de variación de los vecto-  
 res A, B y C son también iguales a los coeficientes de variación de -  
 los vectores  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''$  en cada año, de forma que se mantiene lo  
 establecido anteriormente, acerca de la influencia de las modificacio-  
 nes de la estructura salarial interna de cada rama sobre la disper-  
 sión de los salarios medios de rama.

Pero el mayor interés en la construcción de los vectores A, B y

C reside principalmente en la posibilidad de evaluar el impacto de las modificaciones de la estructura salarial sobre el comportamiento de los salarios medios, pudiendo desvelar la relación que ha existido en el caso español entre el comportamiento atípico de la estructura salarial y el comportamiento agregado de los salarios.

Dichos vectores han sido contruidos, aplicando a la estructura salarial de partida, los porcentajes de crecimiento realmente observados, sin forzar la restricción de mantener constante el salario medio, y por lo tanto, en este caso los salarios medios ponderados de cada vector A, B y C no tiene por qué coincidir con el salario medio ponderado del vector-base del año correspondiente.

Esta falta de coincidencia viene determinada por las diferencias en los factores de elevación. Efectivamente, si para mantener fijo el nivel del salario medio los factores de elevación calculados eran  $\lambda$ ,  $\lambda'$  y  $\lambda''g_1$ , mientras que la variación observada -que es el factor de elevación para el cálculo de los vectores A, B y C- eran  $\alpha$  y  $g_1$ , tanto las diferencias de  $\alpha$  con  $\lambda$  y  $\lambda'$  como el valor de  $\lambda''$  distinto de uno en todos los casos, confirma la existencia de un efecto del cambio de la estructura sobre el nivel del salario medio.

Dicho efecto agregado puede medirse por la desviación del salario medio ponderado de cada vector, respecto al salario medio ponderado del vector base en cada año. Así, la desviación relativa del salario medio ponderado del vector A (SMA) respecto al salario medio del vector-base (SMVB) indica el efecto que los cambios en la estructura inter-ramas ha tenido sobre el salario medio de los 15 sectores considerados. La desviación relativa del salario medio ponderado de vector C (SMC) respecto al (SMVB) es un indicador de los -

efectos de los cambios de la estructura inter-categorías dentro de cada rama sobre el salario medio total. Y por último, con las matizaciones hechas anteriormente, la desviación relativa del salario medio ponderado del vector B (SMB) respecto al (SMVB) expresa el efecto conjunto de los cambios en la estructura inter-ramas e inter-categorías sobre el nivel medio de los salarios en los 15 sectores.

Los valores en tanto por ciento de dichas desviaciones son los siguientes:

	<u>SMVB</u>	<u>SMA</u>	<u>SMB</u>	<u>SMC</u>
1966	25,40	24,98	25,58	25,46
1970	40,40	40,60	41,53	41,51
1975	106,93	107,48	116,60	116,09

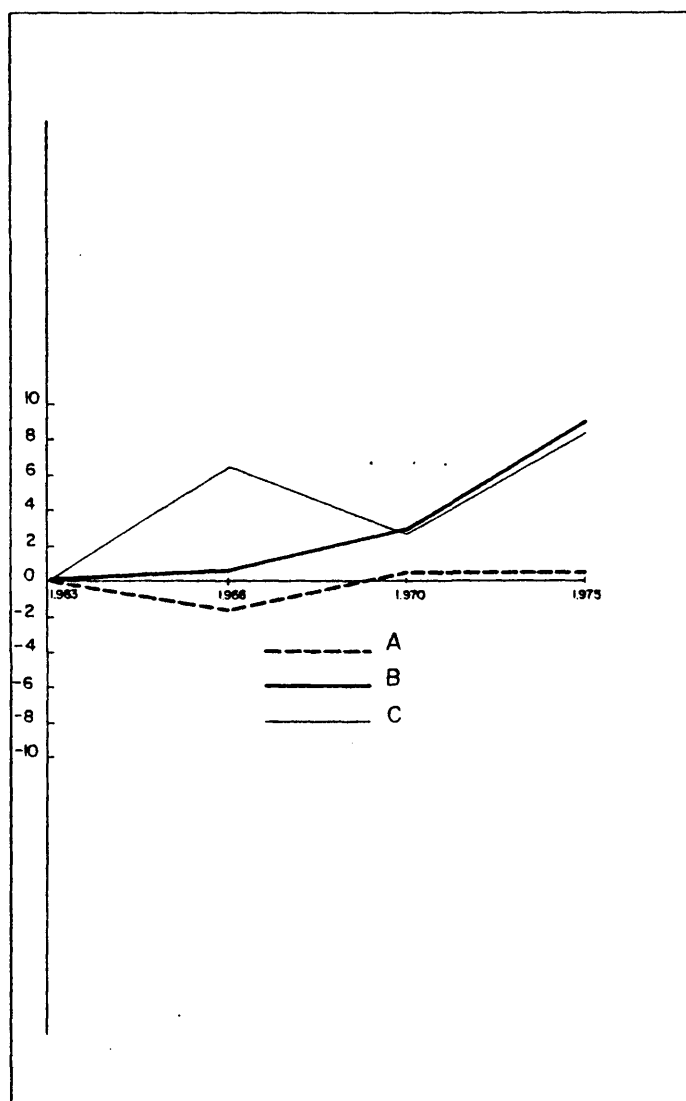
  

	$\frac{SMA-SMVB}{SMVB} \times 100$	$\frac{SMB-SMVB}{SMVB} \times 100$	$\frac{SMC-SMVB}{SMVB} \times 100$
1966	-1,65	0,71	0,24
1970	0,50	2,80	2,75
1975	0,51	9,04	8,57

En el GRAFICO IV.4. se ha representado la evolución de dichas desviaciones.

La conclusión que puede obtenerse del análisis de estos resultados es importante. El efecto conjunto de las modificaciones de la estructura salarial inter-ramas e inter-categorías, ha sido el de amortiguar el crecimiento de los salarios medios en todos los años analizados, pues de haberse mantenido la misma estructura salarial que la existente en 1963 los salarios medios totales hubiesen sido en 1966

GRAFICO IV.4.



un 0'71%, en 1970 un 2'80% y en 1975 un 9'04% más altos. Se puede deducir también que dicha amortiguación se debe fundamentalmente a la modificación de los salarios diferenciales por categorías profesionales — dentro de cada rama de actividad, pues manteniendo rígida únicamente — la estructura inter-categorías, los salarios medios ponderados resultantes son un 0'24% en 1966, un 2'79% en 1970 y un 8'57% en 1975 más — elevados que los observados, mientras que al mantener rígida solamente la estructura inter-ramas, los salarios medios totales resultan inferiores a los observados en 1966 en un 1'69% —por lo que en ese periodo no se ha producido amortiguación en los salarios medios totales por — los cambios en la estructura inter-ramas— y en 1970 y en 1975 resultan solo un 0'50% y un 0'51% más elevados que los realmente observados respectivamente.

Hay que subrayar que la influencia de las modificaciones en la — estructura inter-ramas sobre el salario medio total, es más acentuada precisamente en el periodo 1970-1975, cuando las perturbaciones de — dicha estructura son más agudas en el sentido de una clara tendencia generalizada a la eliminación de las fuertes diferencias de las — que se partía entre los salarios medios de las categorías profesionales.

Los resultados de este ejercicio de simulación parecen confirmar con toda claridad que la flexibilidad salarial característica — del modelo salarial vigente durante todo el periodo ha tenido un efecto global sobre el nivel general de salarios de amortiguación — de las alzas salariales. O dicho de otra forma, que los cambios en la estructura salarial han tenido un efecto conjunto de reducción del nivel general de salarios de la economía española durante este periodo. Cabe afirmar, al menos como conclusión provisional, ya que

la escasa potencia del procedimiento empírico empleado obliga a interpretar los resultados con precaución, que la flexibilidad de la estructura salarial ha actuado como factor de amortiguación del crecimiento de los costes del factor trabajo y que en ello se encuentra un resgo diferencial de la economía española durante el periodo considerado respecto a lo observado en otros países occidentales, donde la rigidez de la estructura salarial imputable en buena medida a la sindicalización de la oferta de trabajo ha actuado como factor de aceleración o al menos de inercia de las tensiones inflacionistas en el mercado de trabajo.

Es necesario analizar además cómo se ha comportado cada sector, incluyendo en este caso tanto los efectos de los cambios de estructura como los efectos de nivel inducidos por estos. Considerando así el efecto total, es posible establecer en qué sentido se han visto afectados los salarios medios de cada sector por las modificaciones en la estructura salarial.

Para ello se han representado en los GRAFICOS IV.5., IV.6. y IV.7. las desviaciones relativas para cada sector de los valores de los vectores A, B y C con respecto a los valores del vector-base correspondientes en los años 1966, 1970 y 1975. En abscisas aparecen los 15 sectores ordenados según la importancia relativa de la desviación en el año 1975 del vector B, que recoge el efecto conjunto inter-ramas e inter-categorías. De esta forma es posible observar por la mera comparación de los cuadros, las alteraciones que se han producido en la posición relativa de cada sector. Dichas alteraciones son importantes en cuanto al porcentaje relativo para los sectores Alimentación (4), Extracción de Minerales Metálicos (2), Extracción de Minerales no Metálicos (3) e Industrial Químicas (11).

Sin embargo, puede observarse que, salvo la conducta atípica de

GRAFICO IV.5.

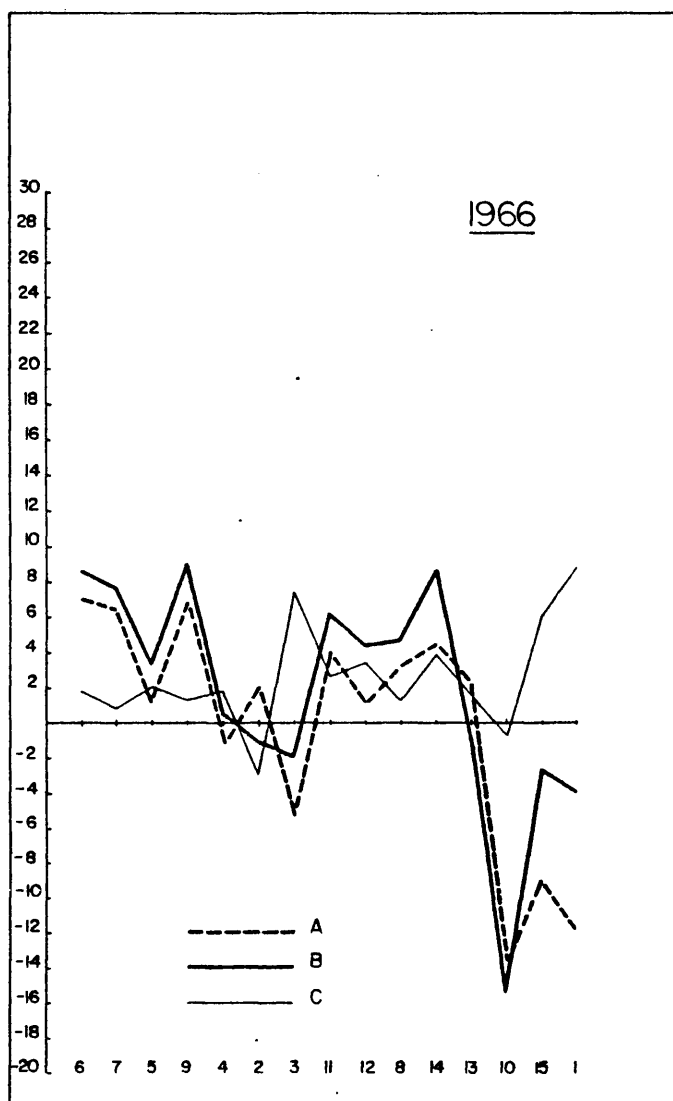


GRAFICO IV.6.

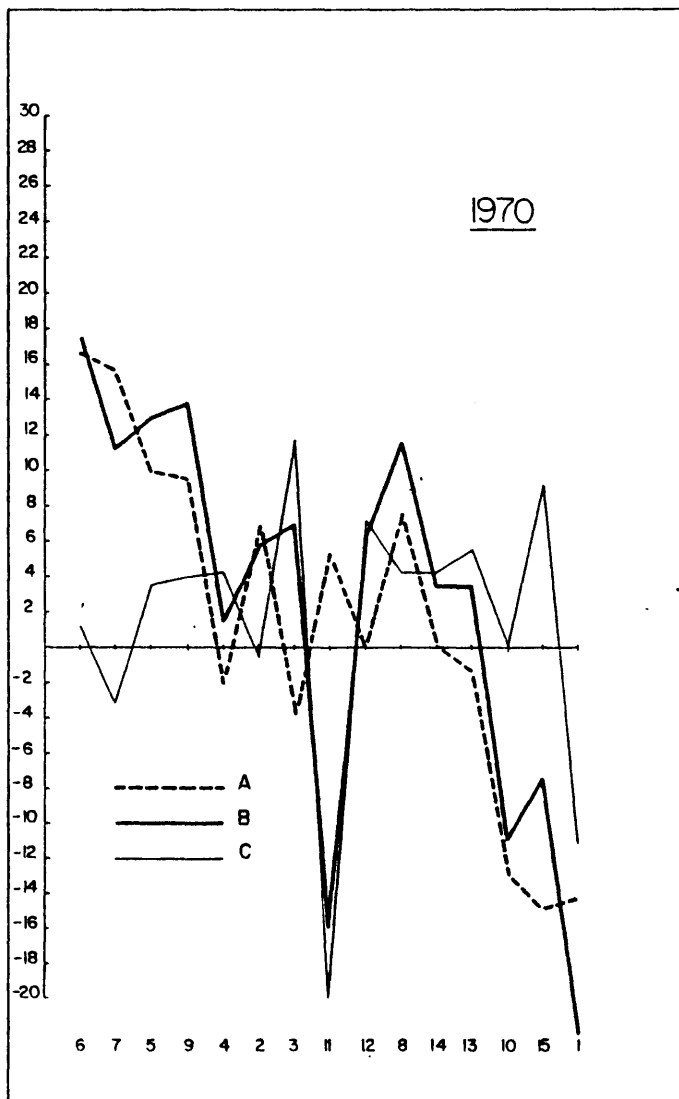
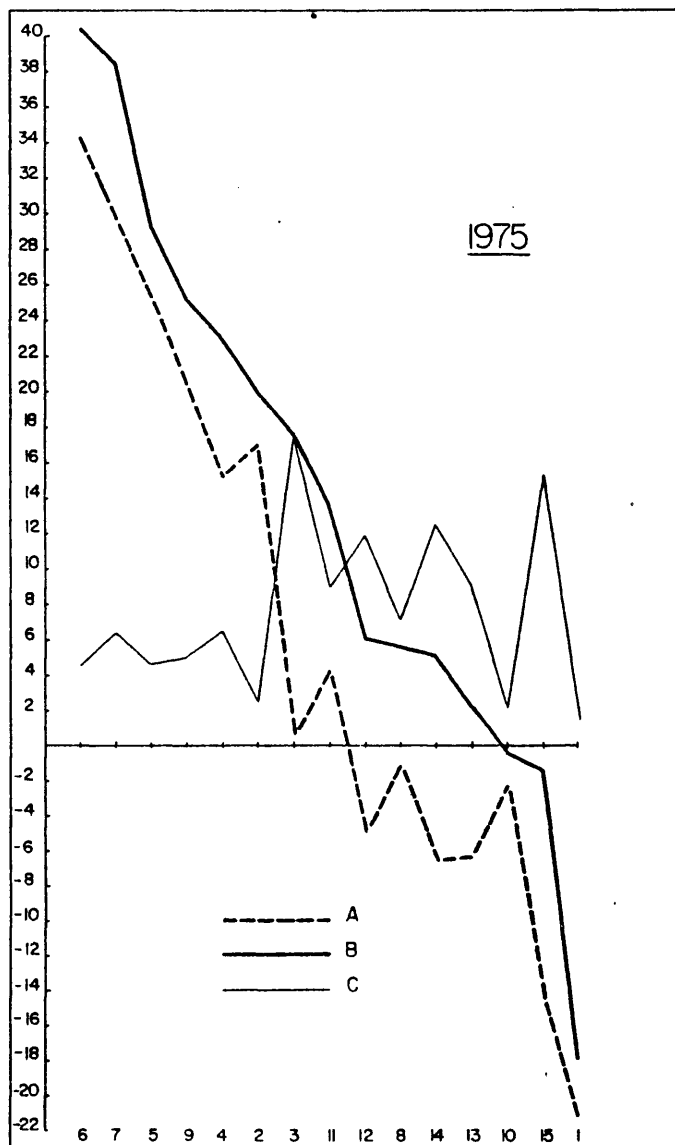




GRAFICO IV.7.



este último sector en el año 1970, existe una progresiva tendencia - en todos los sectores a situarse por encima del eje de abscisas.

Nos centraremos sobre todo en el análisis de los efectos acumulados durante todo el periodo por los diversos cambios de la estructura salarial. Dichos efectos acumulados pueden ocultar modificaciones de tendencias que se manifiestan solamente en algunos subperiodos, pero son los que permiten establecer una valoración global de las repercusiones de la dinámica de la estructura salarial española.

Del CUADRO IV.7. -que recoge los efectos acumulados durante todo el periodo- se pueden deducir con claridad las siguientes conclusiones:

Primera: Trece de los quince sectores considerados, se han beneficiado del efecto amortiguador del crecimiento de los salarios medios, derivado de la flexibilidad de la estructura salarial. Únicamente los sectores de Electricidad (15) y Extracción de Carbon (1) registran una desviación negativa de sus valores en el vector B respecto al vector-base - (-1,40% y -17,98% respectivamente).

Segunda: De esos trece sectores, ocho han obtenido una - - amortiguación del crecimiento del salario medio superior - al 10%, alcanzando valores de 40,38% en el Calzado, 38,47% en la Madera, 29,32% en el Textil, 25,90% en el Papel y del 22,88% en la Alimentación.

Tercera: Los cambios en las diferencias de los salarios - por categorías profesionales han tendido con carácter generalizado a reducir los salarios medios de todos los sectores, como lo demuestran el que el perfil C se sitúe completamente en el lado positivo del eje de ordenadas y el que - el perfil B se sitúe siempre por encima del perfil A.

Cuarta: Los cambios en la estructura inter-ramas han tenido un efecto más intenso sobre el salario medio de rama en aquellas ramas en las que la modificación de este abanico diferencial ha supuesto una amortiguación del crecimiento de su salario medio.

Quinta: Aunque no exista una relación sistemática que se cumpla en todos los casos, si parece que el efecto amortiguador de los cambios en la estructura salarial inter-categorías es más acusado en aquellas ramas en las que su salario medio ha crecido por encima de la media, que son por lo tanto, las ramas a las que la modificación de la estructura inter-ramas les ha supuesto una elevación de su salario medio.

##### 5. LA RELACION ENTRE EL EFECTO DE LOS CAMBIOS DE LA ESTRUCTURA SALARIAL SOBRE EL NIVEL DE LOS SALARIOS MEDIOS INDUSTRIALES Y EL PROGRESO DE CUALIFICACION

Estas conclusiones deben ser interpretadas a la luz de los cambios que se producen en la estructura ocupacional española durante este periodo, y muy especialmente en relación al intenso proceso de cualificación de la mano de obra que tuvo lugar durante el periodo considerado.

En particular es necesario determinar la relación que pueda existir entre la amortiguación del crecimiento de los salarios medios producida por las modificaciones en los abanicos salariales por categorías profesionales y las transformaciones sufridas por la estructura ocupacional en este periodo.

El primer problema que surge en esta rarea, es la elaboración - de un índice de cualificación que permita cuantificar la evolución - de la estructura ocupacional de cada rama de actividad. En el libro - "Salarios y Mercado de trabajo en España" se elaboró un índice de cua - lificación conjunta de tipo FEDER (4), utilizando los salarios medios para cinco categorías facilitados por el INE para el año 1975 como - ponderación tanto en el año inicial como en el año final; es decir, - se trataba de un índice de cualificación conjunta con la estructura - y el nivel salarial constante de 1975. Dichos índices, que se recogen en el CUADRO 4.6., tienen el inconveniente, además del derivado de u - tilizar sólo cinco categorías, que no permiten la descomposición — de su variación total en la parte debida a la variación de la estruc - tura ocupacional, y en la parte debida a los cambios en los salarios medios utilizados como indicadores del nivel de cualificación.

Por ello, aprovechando el sistema de ponderaciones establecido - para el cálculo de los distintos vectores de salarios, se han estima - do los salarios medios para las nueve categorías profesionales de las que la Encuesta de Salarios facilita datos de empleo para los años - 1963 y 1975, y se han calculado unos índices de cualificación tipo — THROOP (5), utilizando por lo tanto como indicador de la cualifica - ción la estructura y el nivel salarial del año respectivo. Los resul - tados, así como sus tasas de variación, aparecen también en el CUADRO 4.6.

---

(4) Véase M.FEDER: "Wage Structure and Structural Unemployment" — Op.cit.

(5) Véase A.W.THROOP: "The Union-Nonunion Wage Differential and Cost-push Inflation" American Economic Review nº 58. 1968, pags.79-99  
Y A.W.THROOP: "Wages and Quideposts: Comment" American Economic - Review nº 62. 1969, pags 358-365.

CUADRO 4.6.

INDICE DE CALIFICACION CONJUNTA, CON ESTRUCTURA Y NIVEL SALARIAL CONSTANTE DE 1.975, CON DESAGREGACION A CINCO CATEGORIAS. (1)				INDICE DE CALIFICACION CONJUNTA, CON LA ESTRUCTURA Y EL NIVEL SALARIAL DE CADA AÑO, CON UNA DESAGREGACION DE NUEVE CATEGORIAS. (2)			
	1.963	1.975	% VARIACION		1.963	1.975	% VARIACION
1	100,23	102,77	2,53		17,80	114,60	543,00
2	100,85	101,65	0,79		17,71	109,74	519,65
3	97,07	108,88	12,16		16,56	117,50	609,54
4	96,00	101,26	5,47		15,78	102,12	547,15
5	100,97	103,77	2,77		17,27	107,62	523,16
6	97,46	99,46	2,05		15,68	99,26	433,04
7	96,06	98,89	2,94		15,52	99,37	540,27
8	100,38	105,93	5,52		17,17	112,66	556,26
9	105,18	109,11	3,73		17,50	109,78	527,31
10	102,41	102,81	0,39		18,22	116,76	540,83
11	106,47	113,23	6,34		18,60	121,40	562,69
12	94,07	101,01	7,37		15,37	104,98	583,03
13	101,46	107,13	5,58		17,33	116,39	571,61
14	92,93	100,32	7,95		15,14	103,24	581,90
15	110,30	121,92	10,46		19,81	130,07	556,59

(1) Los salarios medios utilizados son los proporcionados por el INE para 5 categorías.

(2) Los salarios medios de cada categoría han sido previamente estimados por el procedimiento de ponderar los salarios-hora por el número de empleados (fijos presentes más eventuales).

En general puede aceptarse la tasa de variación de los índices de cualificación como indicador de la intensidad relativa de los procesos de cualificación en cada rama de actividad. Sin embargo, cuando se trata de analizar dicho proceso comparativamente con los cambios en la estructura salarial es necesario intentar eliminar de la variación del índice de cualificación aquella parte que pueda deberse a cambios en el nivel y en la estructura salarial. Para ello se ha procedido a la descomposición de la variación sufrida por el índice de cualificación en cada rama de actividad de la siguiente forma:

Siendo  $IC_s^j = \sum_{i=1}^9 a_{ij} W_i$ , donde  $W_i$  es el salario medio ponderado de la categoría  $i$  en las 15 ramas de actividad, y  $a_{ij}$  la proporción de trabajadores empleados en la categoría  $i$  respecto al total de empleados en la rama  $j$ .

$$\text{Entonces: } \Delta IC_s^j = \sum_{i=1}^9 W_i \Delta a_{ij} + \sum_{i=1}^9 \Delta W_i a_{ij} + \sum_{i=1}^9 \Delta W_i \Delta a_{ij}$$

(1)
(2)
(3)

Donde el segundo sumando representa la parte de la variación del índice de cualificación debida exclusivamente a variaciones de los salarios; Parece oportuno, para eliminar la influencia de los cambios en la estructura y en el nivel salarial en el comportamiento del índice, tomar como indicador de los cambios en la cualificación la importancia directa e indirecta de los cambios en la estructura ocupacional en la variación total del índice, medida por la suma de los componentes 1 y 3.

En el CUADRO 4.7. se recogen la proporción que cada uno de esos tres componentes representan respecto a la variación total del índice para cada rama de actividad, así como el indicador elegido como la suma del primer y el tercer componente.

CUADRO 4.2.

PORCENTAJE DEL CRECIMIENTO DEL INDICE DE  
CUALIFICACION DEBIDO A

	CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA OCUPACIONAL	CAMBIOS EN LOS SALARIOS	ACCION CONJUNTA	(1+3)
	1	2	3	
1	1,32	91,39	7,29	8,61
2	0,51	96,51	2,99	3,50
3	3,90	83,75	12,75	16,25
4	1,70	92,09	6,21	7,91
5	1,10	94,84	4,06	5,16
6	1,06	94,78	4,17	5,23
7	1,38	93,23	5,39	6,77
8	1,80	91,85	6,36	8,13
9	1,62	91,49	6,89	8,51
10	0,46	95,37	4,17	4,63
11	2,11	89,95	7,93	10,04
12	2,35	86,33	9,35	11,70
13	1,97	89,33	8,70	10,64
14	2,94	85,15	11,91	14,85
15	2,94	86,49	10,59	13,51

La última cuestión a resolver antes de entrar en la interpretación de los resultados, es la obtención de un indicador cuantitativo de la influencia de los procesos de cualificación en el crecimiento de los salarios medios de cada rama. Como es sabido, el INE venía estimando dicha influencia para el conjunto de las 18 ramas mediante la elaboración de un índice tipo Laspeyres con estructura ocupacional fija. Aquí hemos preferido realizar una descomposición del crecimiento del salario medio de cada rama entre 1963 y 1975, de forma similar a la realizada con los índices de cualificación.

Si  $SH_j = \sum_{i=1}^9 a_{ij} w_{ij}$ , donde  $w_{ij}$  es el salario medio de la categoría  $i$  en la rama  $j$ , y  $a_{ij}$  es la proporción de trabajadores empleados en la categoría  $i$  respecto al total de empleados en la rama  $j$ ,

$$\Delta SH_j = \sum_{i=1}^9 \Delta a_{ij} \cdot w_{ij} + \sum_{i=1}^9 a_{ij} \cdot \Delta w_{ij} + \sum_{i=1}^9 \Delta a_{ij} \cdot \Delta w_{ij}$$

(1)
(2)
(3)

donde el segundo término es el crecimiento salarial que se derivaría en un índice con estructura ocupacional fija como el empleado por el INE, y por lo tanto la suma del primer y tercer componente expresa la diferencia entre el índice simple y el índice con estructura fija, por lo que dicha suma puede ser tomada como reflejo de la parte del crecimiento salarial debida al proceso de cualificación.

El CUADRO 4.8. recoge los porcentajes de cada uno de los tres componentes respecto a la variación total del salario medio de cada rama, así como la suma del primer y tercer componente, que es utilizada como indicador del porcentaje del crecimiento salarial explicado por la cualificación.

En el cuadro siguiente (CUADRO 4.9.) se recogen los resultados



CUADRO 4.8.

PORCENTAJE DEL CRECIMIENTO DEL  
SALARIO MEDIO, EXPLICADO POR :

% DEL CRECIMIENTO SALARIAL,  
EXPLICADO POR LA CUALIFICA  
CION.

	CAMBIO EN LA ESTRUCTURA OCUPACIONAL	CAMBIO DE LOS SALARIOS	CAMBIO DE AMBAS COSAS A LA VEZ	
	(1)	(2)	(3)	
1	0,62	93,85	5,53	6,15
2	0,39	97,99	1,63	2,02
3	2,72	87,20	10,07	12,79
4	1,53	92,07	6,40	7,93
5	1,23	95,07	3,70	4,93
6	1,29	94,33	4,37	5,66
7	1,64	93,58	4,78	6,42
8	1,90	91,55	6,55	8,45
9	1,38	91,80	6,82	8,20
10	0,38	95,06	4,56	4,94
11	2,00	91,31	6,69	8,69
12	4,34	73,17	22,49	26,83
13	1,80	90,42	7,78	9,58
14	2,58	86,09	11,34	13,92
15	2,97	85,06	11,97	14,94

CUADRO 4.9.

	% DE VARIACION DEL VECTOR C DE 1975 sobre VB		% DE VARIACION DEL INDICE DE CALIFICACION CONJUNTA (5 CATEGORIAS) ESTRUCTURAL Y NIVEL SALARIAL - AÑO 1,975		% DE VARIACION DEL INDICE DE CALIFICACION CONJUNTA (9 CATEGORIAS) ESTRUCTURAL Y NIVEL SALARIAL VARIABLES		% DE LA VARIACION DEL INDECE DE CALIFICACION EXPLICADO POR LA VARIACION EN LA ESTRUCTURA		% DE CRECIMIENTO DE LOS SALARIOS MEDIO DEL VB, EXPLICADO POR EL CAMBIO EN LA ESTRUCTURA OCUPACIONAL	
	1	2	3		4		5		6	
1	1,65	15	2,53	12	543,00	9	8,61	7	6,15	11
2	2,48	13	0,79	14	519,65	14	3,50	15	2,02	15
3	17,18	1	12,16	1	609,54	1	16,25	1	12,79	4
4	6,56	8	5,47	8	547,15	8	7,91	10	7,93	9
5	4,67	11	2,77	11	523,16	13	5,15	12	4,93	14
6	4,61	12	2,05	13	433,04	15	5,23	13	5,66	12
7	6,50	9	2,94	10	540,27	11	6,77	11	6,42	10
8	7,01	7	5,52	7	556,26	6	8,13	9	8,45	7
9	4,97	10	3,73	9	527,31	12	8,51	8	8,20	8
10	1,97	14	0,39	15	540,03	10	4,63	14	4,94	13
11	8,79	6	6,34	5	552,69	7	10,04	6	8,69	6
12	11,89	4	7,37	4	583,03	2	11,70	4	26,83	1
13	9,11	5	5,58	6	571,61	4	10,64	5	9,58	5
14	12,65	3	7,95	3	581,90	3	14,85	2	13,92	3
15	15,57	2	10,46	2	566,59	5	13,51	3	14,94	2

parciales de las elaboraciones realizadas en este punto: los porcentajes de variación de los dos índices de cualificación para cada sector, los porcentajes de variación del índice de cualificación explicado por la variación en la estructura ocupacional en cada rama de actividad, y los porcentajes del crecimiento de los salarios medios de rama explicado por el cambio en la estructura ocupacional. Junto a estos datos se presenta en la primera columna el valor porcentual de la desviación relativa del salario medio de cada rama de actividad en el año 1975, según el vector C respecto a su valor en el vector base correspondiente.

Para analizar la relación entre la importancia relativa de la amortiguación producida por las modificaciones de la estructura salarial por categorías en cada rama de actividad, con los indicadores construidos, se han calculado los siguientes coeficientes de Spearman:

$$r_s (1.2) = 0.9714$$

$$r_s (1.3) = 0.8393$$

$$r_s (1.4) = 0.8429$$

$$r_s (1.5) = 0.9714$$

Donde los números 1, 2, 3, 4 y 5 representan los conceptos expresados en las correspondientes columnas del CUADRO 4.9.

El alto valor de dichos coeficientes permite afirmar que ha existido una fuerte correspondencia entre la influencia de las modificaciones de la estructura salarial interna sobre el salario medio de cada rama y la intensidad relativa del proceso de cualificación. De forma que en aquellas ramas que han sufrido un proceso más intenso de cualificación de su mano de obra —lo que opera en la dirección de elevar su salario medio, como lo demuestra la fuerte relación entre los índices de cualificación y la importancia relativa de la parte del —

crecimiento salarial explicado por dicho proceso-, el movimiento de los salarios diferenciales internos, en un sentido de progresivo estrechamiento a partir de 1966, ha provocado un efecto amortiguador del crecimiento del salario medio más acentuado.

En este sentido es posible afirmar que la flexibilidad de la estructura salarial por categorías profesionales ha actuado como factor de compensación del crecimiento de los salarios medios inducido por el proceso de cualificación.

Los resultados de los ejercicios de simulación realizados en este capítulo responden en líneas generales a lo que cabría esperar del predominio de un sistema de ajuste salarial flexible como el descrito en el primer capítulo de este trabajo a partir de las restricciones institucionales específicas del mercado de trabajo español durante el periodo analizado. El hecho de que las modificaciones de la estructura salarial, en sus componentes más importantes, haya actuado como factor de amortiguación de las elevaciones salariales, constituye un elemento altamente significativo del carácter diferencial del sistema de determinación salarial prevaleciente en la economía española (6). La acentuación del grado de monopsonio en el mercado de trabajo y la ausencia de los efectos específicos de la sindicalización de la oferta de trabajo han permitido un tipo de flexibili-

---

(6) La economía italiana durante el periodo 1969-1975 constituye el ejemplo más claro del proceso contrario. G. CANULLO y R. SCHIATTARELLA en el marco de la investigación colectiva realizada por el "Gruppo di Ancona" sobre "Ocupación y capacidad productiva" - dirigida por P. ALESSANDRINI han puesto de manifiesto cómo los cambios de la estructura salarial italiana han acentuado considerablemente la elevación de los costes del trabajo. Véase G. CANULLO y R. SCHIATTARELLA: "Costo del lavoro e occupazione" Il Mulino, Bologna, 1978.

dad de la estructura salarial que ha repercutido en una menor tasa de crecimiento de los salarios que la que hubiese correspondido a un comportamiento rígido de la estructura salarial. Elo confirma el -- carácter parcialmente compensatorio de la flexibilidad de la estructura salarial con respecto a otras distorsiones introducidas en el funcionamiento del mercado de trabajo por el marco institucional del periodo.

Estas conclusiones ayudan a poner de manifiesto algunos de los efectos de los cambios del marco institucional, que se producen con motivo de la transición política, sobre el funcionamiento del mercado de trabajo y que no han sido suficientemente valorados en su incidencia sobre el agravamiento de la presente crisis de la economía española. En efecto, el cambio de régimen político y la quiebra de las instituciones laborales anteriores ha afectado seriamente al funcionamiento del mercado de trabajo español. Especialmente la aparición de sindicatos libres ha supuesto la pérdida de flexibilidad de la -- que disponía el sistema salarial analizado en este trabajo, dando lugar a cambios profundos en el modelo salarial, de los que es necesario destacar sintéticamente los siguientes:

- a) Una drástica reducción de los conceptos salariales variables ligados a la extensión, intensidad o cualificación de la -- fuerza de trabajo. Aunque este proceso no es homogéneo, sino que depende en gran parte de los ámbitos y contenidos de las negociaciones, y aunque algunos de los factores de diferenciación de las retribuciones salariales están fuertemente arraigados, la emergencia de la sindicalización de la oferta de trabajo supone en líneas generales una drástica normalización de las retribuciones salariales.

- b) Una progresiva rigidez de la estructura salarial y de los salarios diferenciales como consecuencia de la aparición de los efectos demostración y de los efectos "spillover" que acompañan a la extensión del sindicalismo, y como consecuencia del surgimiento de las diversas formas de "liderazgo salarial" y de "negociaciones modelo" que se producen en el contexto de la libertad real de negociación salarial.
- c) Las fuertes diferencias salariales de que se partía, así como las restricciones impuestas por la crisis mediante mecanismos de redistribución de la masa salarial entre los asalariados han provocado, durante el periodo de transición, una generalizada y reiterativa utilización de las subidas salariales lineales, que han provocado una fuerte modificación de la estructura salarial vigente hasta entonces, haciendo más homogénea la estructura salarial por categorías profesionales entre los diversos sectores (7).

---

(7) Los datos salariales referentes al periodo 1975-1980 reflejan que en dichos años se acentúa extraordinariamente la tendencia ya constatada en años anteriores a la reducción de los abanicos salariales por categorías profesionales. Así, en el estudio realizado por A. GARCIA DE BLAS y F. FERRER se comprueba "la fuerte reducción del abanico salarial (...) como consecuencia de la tendencia a las subidas lineales" (Cfr. A. GARCIA DE BLAS y F. FERRER: "La negociación en 1978. Características económicas" Ministerio de Economía - s/f pag 12), y en el trabajo dirigido por J.L. GOMEZ CALCERRADA, se afirma: "El abanico salarial se ha cerrado para todas las actividades y subactividades económicas consideradas de modo importante, en algunos casos excesivamente, lo que ha llegado a provocar situaciones discriminatorias para determinadas categorías intermedias, motivando la aparición de tensiones laborales entre distintas categorías profesionales, con posibilidad de incidencia negativa en la productividad de las referidas categorías" (Cfr. J.L. GOMEZ CALCERRADA: "La negociación colectiva en España durante 1978" I.E.S. Ma-

Estas modificaciones implican la pérdida de un importante instrumento de amortiguación del crecimiento salarial, y el reforzamiento de los mecanismos fundamentales a través de los que opera la inflación de salarios. De esta forma la nueva rigidez de la estructura salarial española, que viene a añadirse al conjunto de rigideces e imperfecciones que se han acumulado en el funcionamiento del mercado de trabajo español durante el periodo anterior, presta una contribución propia a la elevación de los costes del factor trabajo que se registra durante el nuevo periodo de la economía española.

Desde esta perspectiva se puede afirmar que el cambio de las instituciones laborales ha introducido alteraciones profundas en el sistema de ajuste del mercado de trabajo que han supuesto la pérdida de la flexibilidad de la estructura salarial. Esta pérdida ha actuado como un factor de encarecimiento del trabajo y en esa medida ha agravado el sesgo inflacionista (8) de la economía española y probablemente ha contribuido a la generación de paro en el contexto de la presente crisis.

---

.../...

drid, 1979, pag.64). A la misma conclusión se llega en el estudio de la estructura salarial española durante el periodo de transición realizado en O.I.T. M.D. GRANDAL, J.L. MALO DE MOLINA y A. - SERRANO: "La indiciación de los salarios". Ed.Blume. Madrid, 1980.

- (8) Se utiliza el concepto de sesgo inflacionista en el sentido de — los factores institucionales que coayudan a la inflación interna. Véase M.L. WACHTER y S.M. WACHTER: "Factores institucionales en la inflación interna" Cuadernos Económicos de ICE nº 16. 1981, pags. 87-115.

APENDICE AL CAPITULO IVESTRUCTURA SALARIAL Y MOVILIDAD DE LA MANO DE OBRA

Una preocupación clásica de la economía laboral ha sido la de determinar la relación entre la estructura salarial y la movilidad de la mano de obra y más concretamente, la de averiguar los posibles efectos distorsionadores en la asignación de la mano de obra inducidos por la rigidez institucional o sociológica a los cambios en la estructura salarial. Los resultados alcanzados en este trabajo sobre la existencia de un sistema de ajuste de salarios relativamente flexible durante el periodo 1963-1975 plantea el interrogante de si dicha flexibilidad salarial se ha traducido en una relación más estrecha entre la evolución de la escala de salarios y los movimientos de la mano de obra que la observada en otros países occidentales.

La respuesta rigurosa a esta cuestión requeriría la realización de un trabajo de investigación con una orientación distinta a la que aquí se ha establecido. El objetivo de este apéndice es simplemente el de abordar descriptivamente el problema como complemento a las conclusiones alcanzadas en el Capítulo IV, utilizando los procedimientos de estadística descriptiva que se han empleado en la práctica totalidad de la literatura sobre el tema. La generalizada utilización de métodos poco rigurosos en esta cuestión se debe a la enorme dificultad para formalizar y estimar modelos sobre el comportamiento desagregado del empleo por categorías profesionales y por ramas de actividad. En la evolución del empleo a nivel desagregado influyen, junto a variables económicas desagregadas, de las que existe muy poca información estadística, gran cantidad de restricciones institucionales y hábitos de conducta de empresarios y trabajadores



de difícil integración en los modelos econométricos. Por eso la aproximación empírica a la relación entre la estructura salarial y la movilidad de la mano de obra se ha conducido, en la mayoría de los casos, a través del análisis de correlación entre las tasas de variación del empleo y las tasas de variación de los salarios a nivel desagregado. Los trabajos de W.OI (1) y del grupo de trabajo nº 4 del Comité de Política Económica de la OCDE (2) constituyen el obligado punto de referencia en esta orientación del trabajo empírico.

Las técnicas del análisis de correlación empleadas en ambos trabajos se han aplicado de forma exhaustiva a los datos de la encuesta de salarios para el periodo 1963-1975. Dada la debilidad del instrumento analítico empleado nos limitaremos a exponer sintéticamente las conclusiones de la comparación de los resultados alcanzados con los obtenidos, con la misma técnica, en los trabajos citados anteriormente. Los propios redactores del estudio de la OCDE reconocen la debilidad del análisis de correlación con las siguientes palabras: "En este análisis se ha recurrido con profusión al método de las correlaciones y en la medida en que se ha utilizado este instrumento, los resultados obtenidos son, no solo susceptibles de una interpretación múltiple, sino que, en ciertos casos, son incapaces de esclarecer algunos de los aspectos más importantes de la cuestión estudiada. Algunos de estos defectos son inherentes a todo análisis de correlación puesto que ésta no indica si la dependencia observada se limita a traducir una reacción común de las variables estudiadas ante alguna influencia exterior que incide simultáneamente sobre cada una de ellas o si se trata de una verdade-

---

(1) Véase W.OI: "Labor as a Quasi-fixed Factor" op. cit.

(2) Véase OCDE: "Los salarios y la movilidad de la mano de obra" De Economía nº 92. 1966.

ra relación de causa a efecto, en cualquier caso queda por saber en qué sentido juega la causalidad" (3).

Las conclusiones del trabajo estadístico realizado con los datos del mercado de trabajo español son las siguientes:

1) La realización de las tablas de contingencia entre los niveles salariales y las tasas de variación del empleo con datos a diversos niveles de agregación y referidos a distintos periodos de tiempo - que recogen las diversas fases del ciclo económico han confirmado - de forma generalizada la existencia de una menor variabilidad del empleo para las categorías salariales de mayor retribución. Esta mayor estabilidad en el empleo de las categorías profesionales de mayor nivel de cualificación es plenamente coherente con los resultados alcanzados por W.OI.

2) A pesar de la flexibilidad salarial, en el caso español existe, al igual que lo encontrado en los países estudiados por la OCDE, una mayor homogeneidad entre las tasas de variación de los salarios de las distintas ramas de actividad, que entre las tasas de variación del nivel de empleo sectorial. El análisis, en este caso, se ha efectuado a través de los coeficientes de variación de las tasas medias anuales de variación intertrimestral del empleo sectorial, y de los coeficientes de variación intertrimestral de los salarios medios desestacionalizados de cada rama de actividad. Como puede observarse en el CUADRO A.IV.1., los coeficientes de variación de las tasas de variación del empleo son sistemáticamente superiores a los coeficientes de variación de las tasas de variación de los salarios medios sectoriales. En el informe de la OCDE sobre la relación en—

---

(3) Cfr. OCDE: "Los salarios y la movilidad de la mano de obra" Op. cit. pag.114.

CUADRO A.IV.1.

AÑOS	COEFICIENTE DE VARIACION DE LAS TASAS MEDIAS ANUALES DE VARIACION INTERTRIMESTRAL - DEL EMPLEO SECTORIAL	COEFICIENTE DE VARIACION DE LAS TASAS MEDIAS ANUALES DE VARIACION INTERTRIMESTRAL - DE LOS SALARIOS MEDIOS SEC- TORIALES DESESTACIONALIZADOS
1964	1.3291	0.3849
1965	2.7895	0.4645
1966	11.2557	0.3838
1967	3.7943	0.3455
1968	9.9708	0.5308
1969	4.2557	0.3082
1970	4.4521	0.3675
1971	5.7448	0.2065
1972	12.2969	0.2048
1973	5.1465	0.1715
1974	2.2537	0.1634
1975	0.8404	0.1737

tre la estructura salarial y la movilidad de la mano de obra, en el que se efectúa este análisis por la mera comparación de las distribuciones de frecuencias de las tasas de variación de los salarios sectoriales y las tasas de variación del empleo sectorial en diversos países (4), se afirma a este respecto lo siguiente: "Es sorprendente la discrepancia entre la distribución de los aumentos de los ingresos y la de las variaciones del empleo. Los primeros se concentran en un pequeño número de clases (clases correspondientes a porcentajes de variación), cada una de las cuales contiene un gran número de ramas de actividad, lo que demuestra claramente que los aumentos de ingresos registrados han sido muy parecidos. Los histogramas referentes al empleo demuestran por el contrario, que las cantidades de personal en las diferentes ramas han evolucionado de formas muy diversas, durante periodos en los que las tasas de aumentos de los ingresos han permanecido comprendidas en un intervalo de variación muy restringido" (5).

Y en otro lugar: "La hipótesis según la cual puede incrementarse la proporción en el empleo total de las ramas en expansión si ellas lo desean, sin que los salarios ofrecidos aumenten en relación con los pagados por otros empresarios, parece plausible, ya que los movimientos de mano de obra han sido de diez a cuarenta veces superiores a las variaciones netas del empleo" (6). Sin embargo la mera existencia de una mayor homogeneidad en las tasas de crecimiento de los salarios monetarios respecto a la distribución de las tasas de variación del empleo sectorial no constituye una prueba so-

---

(4) Véase OCDE: "Los salarios y la movilidad de la mano de obra" Op. cit. pags. 64 y 65.

(5) Cfr. idem pag 59

(6) Cfr. idem pag 23.

bre la supuesta existencia de un alto grado de independencia de los movimientos sectoriales de la mano de obra con respecto a la estructura salarial intersectorial. Bastaría suponer la existencia de una gran sensibilidad de la oferta de trabajo a las variaciones del salario monetario para que leves cambios en la estructura salarial — fuesen capaces de impulsar variaciones muy diversas en el nivel de empleo de los distintos sectores, sin tener que recurrir a una explicación a través de la rigidez de la estructura salarial.

En todo caso debe tenerse en cuenta que los niveles de dispersión intersectorial de las tasas de variación salarial en la economía española, y la clara tendencia decreciente que experimentan las mismas, según se observa en el CUADRO A.IV.1., no implican una homogeneización tal de las subidas salariales que detengan la tendencia presente durante todo el periodo, a la progresiva apertura del abanico de diferencias entre los salarios medios industriales. Por otro lado, el descenso del nivel de dispersión en las tasas de variación de los salarios monetarios, es un fenómeno claramente imputable a las tasas de inflación crecientes en la economía española. Como se ha expuesto en los capítulos II y III, la existencia de mayores tasas de variación de los precios implican una mayor homogeneidad en las tasas de variación de los salarios monetarios, sin — que ello tenga necesariamente que suponer una mayor estabilidad de la estructura salarial. El trabajo econométrico realizado en los capítulos II y III ha puesto de manifiesto la existencia de velocidades de reacción ante los precios altamente diferenciadas.

El único aspecto diferente que a este nivel se descubre en la estructura salarial española, respecto al trabajo de la OCDE, es — el aumento de la dispersión de las tasas de variación de los salarios que se registra en el año 1968, que como es sabido corresponde

a un periodo de aplicación enérgica de controles salariales. Dicho fenómeno contrasta fuertemente con la suposición generalmente aceptada de que la política de rentas tiende a producir una generalización de las subidas lineales en torno a la pauta o tope salarial — fijado por la política de rentas, dando lugar a una fuerte homogeneización de las tasas de crecimiento de los salarios.

Esta constatación parece corroborar la distinta funcionalidad — que adquiriría la política de rentas al ser introducida en un contexto institucional claramente diferenciado. Al ser aplicada en ese año — como una medida de supresión coyuntural de la contratación colectiva ha afectado de forma muy diversa a los distintos sectores, dependiendo de la periodicidad, del grado de extensión y el carácter de los — convenios vigentes, actuando en definitiva como un factor de diferenciación salarial.

3) La tercera cuestión abordada en estos trabajos es la de la correlación estadística entre las tasas de variación en el empleo por categorías profesionales y por ramas de actividad. Al nivel de desagregación de las categorías profesionales se ha utilizado la técnica de las tablas de contingencia, resultando en la mayoría de los casos la aceptación de la hipótesis nula de independencia entre ambas variables, y en los casos en que dicha hipótesis era rechazada, la asociación observable a través de la distribución conjunta de frecuencias era de signo inverso al esperado. Estos resultados — obedecen al hecho de que las tasas de variación de los salarios de las distintas categorías y las tasas de variación del nivel de em

pleo en las mismas aparecen dominadas en cada caso por la dinámica salarial y de empleo de cada sector.

Al nivel de desagregación por ramas de actividad se ha aplicado el mismo análisis de correlación que el realizado por el grupo de trabajo de la OCDE. En el CUADRO A.IV.2. aparecen los coeficientes de correlación correspondientes a cada año entre las tasas medias anuales de variación intertrimestral de los salarios medios de rama y las correspondientes tasas medias anuales de variación intertrimestral del empleo en cada rama. Salvo en el año 1966, en el resto de los años no existe un grado de asociación significativa entre ambas variables. Ello indicaría que los cambios en la estructura salarial interindustrial se han producido con una cierta autonomía en relación a las modificaciones en la distribución de la mano de obra por sectores y que incluso el ritmo de crecimiento salarial ha sido más intenso, en muchos años, en aquellas ramas en que su nivel de empleo se encontraba claramente en retroceso, mientras que algunas ramas en expansión han podido reclutar la mano de obra necesaria sin necesidad de incrementar más intensamente sus salarios medios.

Estos resultados son coincidentes con la tesis principal mantenida por el conocido estudio de la OCDE donde se establece que "de una forma general la principal experiencia que se desprende de los datos que hemos estudiado es que no existe correlación estadística estrecha y estable entre la variación de las remuneraciones relativas a las diferentes ramas y las variaciones del personal que emplean (...) en la mayoría de los casos en que los datos indican la existencia de una relación estadística significativa, está claro que la influencia de otros factores eclipsa la que es atribuible a las diferencias de remuneración y a su evolución.(...). La tesis de

CUADRO A.IV.2.

<u>AÑOS</u>	<u>COEFICIENTE DE CORRELACION</u>	<u>F</u>
1964	-0.2008	0.5460
1965	-0.0800	0.0837
1966	-0.4693	-1.9164
1967	0.6801	11.1875
1968	0.2005	0.5443
1969	-0.0266	0.0092
1970	-0.1122	0.1658
1971	-0.1895	0.4842
1972	-0.2355	0.7633
1973	0.0741	0.0717
1974	-0.1478	0.2902
1975	-0.1877	0.4749



que los movimientos de mano de obra han sido ampliamente independientes de la evolución de la escala salarial queda corroborada por la información acumulada que muestra con bastante claridad: 1º Que los cambios observados en la distribución de la mano de obra se deben fundamentalmente a la acción de mecanismos distintos que las diferencias de evolución de los ingresos. 2º Que estas mismas diferencias se hallan frecuentemente provocadas por factores que no son los que influyen sobre la distribución de los trabajadores" (7).

Si la similitud de los resultados alcanzados en el análisis de correlación con los datos del mercado de trabajo español con los resultados del estudio de la OCDE permitiese aceptar la hipótesis de la OCDE en lo referente a la insensibilidad de los movimientos de empleo respecto a las modificaciones de la estructura salarial, se podría concluir que la flexibilidad que muestra la estructura salarial española ha actuado más como factor de amortiguación de los costes (en la línea de lo expuesto en el capítulo IV) que como mecanismo de asignación del empleo y distribución de la mano de obra.

Sin embargo, la debilidad de los métodos empíricos utilizados por la OCDE (8) y aplicados al caso español en este apéndice desacon-

---

(7) Cfr. Idem pags. 22 y 23.

(8) Al valorar el trabajo realizado por la OCDE es conveniente no perder de vista que dicho estudio tiene una preocupación fundamentalmente normativa, y que aunque este trabajo ha supuesto un cambio profundo en la mentalidad con que hasta entonces se abordaba el estudio de la estructura salarial, sus conclusiones están subordinadas al objetivo de reafirmar la validez de la política de rentas como instrumento de la política económica antiinflacionista, argumentando para ello que la homogeneización de las subidas salariales que acompaña a la instauración de las pausas o topes de la política de rentas no tiene los efectos dañinos sobre la asignación del empleo que sus detractores le habían atribuido.

sejan cualquier conclusión al respecto. Únicamente es posible retener este aspecto como objeto de estudio necesario en las investigaciones futuras que pretendan profundizar en el significado y la funcionalidad del comportamiento diferenciado de la estructura salarial española.

## V. CONCLUSIONES

La tipificación de los condicionamientos institucionales del mercado de trabajo español durante el periodo 1963-1975 en términos de una contratación colectiva desvirtuada, la ausencia de los fenómenos específicos de la sindicalización de la oferta de trabajo, las limitaciones legales al despido y la importancia de los conceptos variables en la retribución salarial permiten establecer el predominio de un sistema de ajuste caracterizado por la flexibilidad salarial. De esta forma los rasgos diferenciales del marco institucional del mercado de trabajo no han acentuado la rigidez salarial, como ocurre en la mayoría de los países occidentales, sino que han potenciado ciertos elementos de flexibilidad salarial en contrapartida a una mayor rigidez en el ajuste del empleo y como compensación parcial de otras distorsiones y rigideces en el marco de un peculiar sistema de ajuste.

Entre los diversos procedimientos empíricos que se han empleado en la Economía Laboral para estudiar la influencia de las instituciones laborales sobre el sistema de determinación de los salarios se ha escogido el del análisis de los dos componentes principales de la estructura salarial española: la estructura salarial por ramas de actividad y la estructura salarial por categorías profesionales. El objetivo del mismo es determinar el grado de flexibilidad de la estructura salarial y si el comportamiento de la misma es sensible a la evolución de las fuerzas del mercado, o por el contrario responde a una determinación exógena de carácter institucional.

El terreno más sólido para comprobar la existencia de una sensibilidad de la estructura salarial respecto a la situación de tensión

relativa del mercado de trabajo es la contrastación empírica de la hipótesis sobre el comportamiento anticíclico de los diferenciales salariales, ya que existe un amplio acuerdo en torno a ella, aunque sea a partir de fundamentaciones teóricas marcadamente diferentes. En función de ello se ha elegido como procedimiento empírico más adecuado la estimación de modelos econométricos uniecuacionales sobre la relación entre diversas medidas de dispersión salarial y el exceso de oferta de trabajo y otras variables explicativas.

Los resultados del análisis de la dispersión salarial interindustrial reflejan la sensibilidad de este componente de la estructura salarial respecto a la situación de tensión del mercado de trabajo medida por el nivel relativo de paro. La relación econométrica estimada implica un comportamiento anticíclico de la dispersión salarial por ramas de actividad, coherente con las predicciones de la teoría económica y coincidente con la evidencia empírica encontrada en otros países. El análisis univariante de esta serie de dispersión salarial manifiesta un componente cíclico cuya duración es aproximadamente igual a la del ciclo seguido por la economía española durante este período.

En este sentido se puede afirmar que los condicionamientos institucionales del mercado de trabajo español no han impedido la respuesta de la estructura salarial interindustrial a las condiciones cambiantes del mercado, y que la hipótesis de una determinación exógena de la misma atribuible a las restricciones institucionales carece de una apoyatura empírica suficiente.

La relación estimada entre la dispersión salarial interindustrial y la tasa de variación del índice del coste de la vida expresa una incidencia muy reducida de los efectos spillover durante el período

do estudiado. La debilidad de los mecanismos de transmisión de las -  
alzas salariales desde unos sectores a otros es atribuible a la in-  
existencia de sindicatos libres y constituye uno de los efectos más -  
claros de la configuración institucional atípica del mercado de tra-  
bajo español que, en este sentido, ha dado al sistema una mayor li-  
bertad para los ajustes de la estructura salarial.

En esta misma línea, el análisis de la evolución temporal de la  
dispersión salarial interindustrial desagregada por categorías profe-  
sionales y de su relación con los niveles de cualificación de las -  
distintas ocupaciones presenta indicios suficientes sobre la existen-  
cia de importantes fenómenos de discriminación salarial, que han per-  
mitido la diferenciación por ramas de actividad de los salarios co-  
rrespondientes a grupos homogéneos de trabajadores.

Los problemas de medición de la estructura salarial por catego-  
rías profesionales han obligado a un tratamiento sectorializado de -  
este componente de la estructura salarial. Esta limitación ha compli-  
cado considerablemente el trabajo econométrico. En algunos casos el  
modelo propuesto no ha permitido alcanzar resultados positivos o las  
ecuaciones estimadas han resultado insatisfactorias, lo que repercu-  
te en una pérdida de generalidad de las conclusiones alcanzadas. A -  
pesar de ello se han conseguido estimaciones satisfactorias en la ma-  
yoría de los sectores más importantes desde el punto de vista de su  
volumen relativo de empleo. En estos casos la relación encontrada -  
confirma el carácter anticíclico de las oscilaciones de las diferen-  
cias salariales por categorías profesionales rechazando, en este ca-  
so también, la interpretación según la cual la ausencia de sindica-  
tos libres y las restricciones a la movilidad de la mano de obra ha-  
brian contribuido a la autonomización de la estructura salarial res-

pecto a la situación del mercado de trabajo.

Por último existen marcadas diferencias entre los diversos sectores en cuanto a la relación entre la dispersión salarial por categorías profesionales y la tasa de variación del índice del coste de la vida. Esta heterogeneidad, que implica una evolución relativamente autónoma de la estructura salarial interna de cada sector, es convergente con la debilidad de los efectos spillover encontrada en el análisis de la estructura salarial por ramas de actividad.

Aquellas ecuaciones en las que el dinamismo de la demanda sectorial de empleo ha resultado ser una variable significativa confirman el papel desempeñado por la escasez de trabajo cualificado en el comportamiento de los abanicos salariales por categorías profesionales.

En síntesis, el análisis de ambos componentes de la estructura salarial española durante el periodo considerado arroja una evidencia empírica suficiente a favor de la hipótesis de un comportamiento flexible de la estructura salarial, tanto por su comportamiento anticíclico que refleja una sensibilidad respecto a las fuerzas del mercado como por los cambios diferenciados que experimentan las distintas medidas de dispersión salarial utilizadas ante las variaciones en la tasa de inflación.

Los ejercicios de simulación realizados para valorar la incidencia de las modificaciones operadas en la estructura salarial sobre el comportamiento agregado de los salarios permiten afirmar que la flexibilidad salarial característica del sistema de ajuste vigente durante todo el periodo ha amortiguado el crecimiento del nivel general de los salarios y de los salarios medios de la mayoría de los sectores analizados. La flexibilidad de la estructura salarial ha repercutido

en unas tasas de crecimiento de los salarios menores que las que se derivan del supuesto de un comportamiento rígido de la misma. Este fenómeno contrasta fuertemente con la experiencia de los mercados de trabajo de los países occidentales, en los que la rigidez de la estructura salarial se ha revelado como un factor que ha contribuido al encarecimiento del factor trabajo. Ello confirma el carácter compensatorio de la flexibilidad de la estructura salarial con respecto a otras distorsiones del funcionamiento del mercado de trabajo introducidas por el marco institucional de la época y ayuda a desvelar la función desempeñada por el modelo salarial entonces vigente.

El interés de estas conclusiones no se ciñe al conocimiento que puedan proporcionar sobre el mercado de trabajo en un periodo de la economía española que ya es historia, sino que ayudan a poner de manifiesto la incidencia que ha tenido sobre el difícil desenvolvimiento de la misma en el periodo más reciente, el cambio de las instituciones laborales que se produce con motivo de la transición política. Estas modificaciones del marco institucional han producido alteraciones profundas en el sistema de ajuste del mercado de trabajo. La aparición del sindicalismo y el surgimiento de una negociación colectiva con autonomía real de las partes ha significado la pérdida de la flexibilidad salarial característica del periodo anterior y el surgimiento de nuevos factores de rigidez en el funcionamiento del mercado de trabajo que vienen a sumarse a los heredados de la etapa anterior.

En este sentido el cambio institucional y sus repercusiones sobre la estructura salarial han debido prestar una contribución específica al encarecimiento del trabajo, agravando los problemas de inflación y paro que caracterizan la presente crisis de la economía española.

# BIBLIOGRAFIA CITADA

- ADISSON, J.T. y SIEBERT, W.S.: "The Market for Labour: An Analytical Treatment". Goodyear. Santa Mónica, 1979.
- ALCHIAN, A.A.: "Uncertainty, Evolution and Economic Theory". Journal of Political Economy 58, 1950.
- ALMON, S.: "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures". Econometrica 30, 1965.
- ALTONJI, J. y ASHENFELTER, O.: "Wage Movements and the Labour Market Equilibrium Hypothesis". Economica 187, 1980.
- BADOSA, J.: "La estructura salarial y el funcionamiento del mercado de trabajo en España". Información Comercial Española 553,- 1979.
- BAILY, M.N.: "Wages and Employment under Uncertain Demand". Review of Economic Studies 41, 1974.
- BAILY, M.N.: "Contract Theory and the Moderation of Inflation by Recession and by Controls" Brookings Papers on Economic Activity 3, 1976.
- BARRO, R. y GROSSMAN, H.: "A General Disequilibrium Model of Income and Employment". American Economic Review 61, 1971.
- BAXTER, J.L.: "Inflation in the Context of Relative Deprivation Hypothesis of Wage Inflation" Scottish Journal of Political Economy 20, 1973.
- BECKER, G.S.: "Human Capital". National Bureau of Economic Research Nueva York, 1975.



- BECKER, G.S. y CHISWICK, B.R.: "Educations and the Distribution of — Earnings". American Economic Review 56, 1966.
- BEHMAN, S.: "Labour Mobility, Increasing Labour Demand and Money Wage Rate Increases in United States Manufacturing". Review of — Economic Studies 31, 1964.
- BLAUG, M.: "The Empirical Status of Human Capital Theory: A Slightly Joundiced View". Journal of Economic Literature 14, 1976.
- BLINDER, A.S. y WEISS, Y.: "Human Capital and Labour Supply: A Synthesis". Journal of Political Economy 84, 1976.
- BONILLA HERRERA, J.M.: "Funciones de importación y exportación de la economía española". Serie de estudios económicos del Banco — de España 14. Madrid, 1978.
- BOX, G.E.P. y COX, D.R.: "An Analysis of Transformations". Journal of Royal Statistics Society Serie B 26, 1964.
- BOWLES, S. y GINTIS, H.: "The Problem with Human Capital Theory: A — Marxian Critique" American Economic Review 65, 1975.
- BRAVERMAN, H.: "Labour and Monopoly Capital". Monthly Review Press. — Nueva York, 1974.
- BRONFENBRENNER, M. y HOLZMAN, F.: "Surveys on Economic Theory" vol 1. Nueva York, 1965.
- BURKITT, B. y BOWERS, D.: "Trade Unions and the Economy". MacMillan.— Londres, 1979.
- BURTON, J.: "A Critique of the Relative Deprivation Hypothesis of Wage Inflation". Scottish Journal of Political Economy 24, 1977.
- CAIN, G.G.: "The Challenge of Segmented Labour Market Theories to Orthodox Theory: A Survey". Journal of Economic Literature 14, 1976.

- CANULLO, G. y SCHIATTARELLA, R.: "Costo del lavoro e occupazione". Il Mulino. Bologna, 1978.
- CHEZ, G.R. y BECKER, G.S.: "The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle". National Bureau of Economic Research. Nueva York, 1975.
- CHIPLIN, B. y SLOANE, P.J.: "Sex Discrimination in the Labour Market". MacMillan. Londres, 1976.
- CHRISTOFIDES, L.N., SWIDINSKY, R. y WILTON, D.A.: "A Microeconomic Analysis of Spillovers within the Canadian Wage Determination Process". Review of Economics and Statistics 62, 1980.
- CLEGG, H.: "Trade Unionism under Collective Bargaining. A Theory based on Comparisons of six Countries". Basil Blackwell. Oxford, 1976.
- CORINA, J.: "Labour Market Economics. A Short Survey of Recent Theory". Heinemann Educational Books. Londres, 1972.
- CULLEN, D.E.: "The Interindustry Wage Structure 1899-1950". American Economic Review 46, 1956.
- DOERINGER, P. y PIORE, M.: "Internal Labour Markets and Manpower Analysis". Lexington Books. Massachusetts, 1971.
- DUNLOP, J.T. (ed): "The Theory of Wage Determination". MacMillan. Nueva York, 1966.
- DUNLOP, J.T.: "Wage Determination under Trade Unions". A.M. Kelley. Nueva York, 1966.
- DUNLOP, J.T.: "The Wage Structure: Job Clusters and Wage Contours" en CAPBEL R. McCONNELL: "Perspectives on Wage Determination" — Mc Graw Hill. Nueva York, 1973.

- DURBIN, J.: "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when Some of the Regressors Lagged Dependent Variables" Econometrica 38, 1970.
- ECKSTEIN, O. y WILSON, T.A.: "The Determination of Money Wages in American Industry". Quarterly Journal of Economics 76, 1976.
- EDGREN, G. FAXEN, K. y ODHEN, C.: "Wages Growth and the Distribution of Income". Swedish Journal of Economics 71, 1969.
- EDGREN, G., FAXEN, K. y ODHEN, C.: "Wage Formation and the Economy".- George Allen and Unwin. Londres, 1975.
- EDWARDS, R.C., REICH, M. y GORDON, D.M.: "Labour Market Segmentation" Lexington Books. Massachussets, 1975.
- EISEMANN, D.: "Interindustry Wages Changes". Review of Economics and Statistics 38, 1956.
- ESPASA, A.: "Notas sobre la correlación serial en modelos econométricos uniecuacionales". Anales de Economía. Enero-Marzo, 1973.
- ESPASA, A.: "El problema de la desestacionalización de las series económicas. Métodos utilizados y su interpretación". Fotocopiado. Servicio de Estudios del Banco de España. Madrid, — 1977.
- ESPASA, A.: "El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de Análisis Estadístico Univariante de Series Económicas". Serie de estudios económicos del Banco de España 15. Madrid 1980.
- ESPASA, A.: "Análisis de series temporales: teoría y práctica". Apuntes para el curso de predicción monetaria organizado por el Centro de Formación del Banco de España. Madrid, 1981.

- ESPASA, A.: "Un modelo univariante para el indicador económico de cartera de pedidos". Fotocopiado. Banco de España. Madrid, s/f.
- ESTIVILL, J., GARCIA NIETO, N. y otros: "La participación de los trabajadores en la gestión de la empresa". Nova Terra. Barcelona, 1971.
- FANJUL, O.: "Crecimiento y generación de empleo. Algunos factores condicionantes de la absorción de trabajo de la economía española". Serie E de la Fundación del INI. Madrid, 1975.
- FELLS, A.: "Política de rentas". Revista Española de Economía. Septiembre-Diciembre 1972.
- FINA, L.: "Convenios y salarios en el sector metalúrgico español: 1960-1975". Tesis doctoral presentada en la Universidad Autónoma de Barcelona. Barcelona, 1979.
- FLANDERS, A.: "Trade Unions". Hutchinson University Library. Londres, 1968.
- FLEISHER, B.M.: "Labour Economics Theory and Evidence". Prentice-Hall Nueva York, 1970.
- GARCIA DE BLAS, A. y FERRER, F.: "La negociación en 1978. Características económicas". Ministerio de Economía. Madrid, 1979.
- GARCIA PARDO, J.: "La teoría económica y el enfoque Box-Jenkins en la modelización de la demanda de productos energéticos: el fuel oil y la energía eléctrica en España". Tesis doctoral presentada en la Universidad Complutense. Madrid, 1981.
- GOMEZ CALCERRADA, J.L.: "La negociación colectiva en España durante 1978". Instituto de Estudios Sociales. Madrid, 1979.

- GOMEZ JAREÑO, G.: "Aplicación de la metodología Box-Jenkins al índice de protesta de efectos. Un ejercicio de análisis univariante". Fotocopiado. Banco de España. Madrid, 1981.
- GRANDAL, M.D., MALO DE MOLINA, J.L. y SERRANO, A.: "La indicación de los salarios". Blume. Madrid, 1980.
- HADDY, P. y TOLLES, N.A.: "British and American Changes in Interindustry Wage under Full Employment". Review of Economics and Statistics 39, 1957.
- HALEY, W.J.: "Human Capital: The Choice between Investment and Income" American Economic Review 63, 1973.
- HICKS, J.R.: "La teoría de los salarios". Labor. Barcelona, 1973.
- HOLT, C.C.: "Job Search, Phillips Wage Relation and Union Influence: Theory and Evidence" en E.S. PHELPS (ed): "Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory". Norton. Nueva York, 1970.
- I.N.E.: "Salarios". Madrid, 1964.
- I.N.E.: "La Renta Nacional en 1973 y su distribución". Madrid, 1974.
- I.N.E.: "La Renta Nacional en 1974 y su distribución". Madrid, 1975.
- JANE SOLA, J.: "El problema de los salarios en España". Oikos-Tau. Barcelona, 1971.
- JOHNSON, T.: "Returns from Investment in Human Capital". American Economic Review 60, 1970.
- KERR, C.: "Economic Analysis and the Study of Industrial Relations" - en C.R. McCONNELL: "Perspectives on Wage Determination". - - Mc Graw Hill. Nueva York, 1970.

- KERR, C.: "Labour Markets and Wage Determination. The Balkanization of Labour Markets and other Essays". University of California Press. Berkeley, 1976.
- KNOWLES, J.C. y ROBERTSON, D.J.: "Differences between the Wages of - Skilled and Unskilled Workers 1880-1980". Bulletin of the - Oxford University. Institute of Economics and Statistics 13 1951.
- KOYCK, L.M.: "Distributed Lags and Investment Analysis" North Hol- - land. Amsterdam, 1954.
- LAYARD, R. y PSACHAROPOULOS, G.: "The Screening Hypothesis and the - Returns to Education". Journal of Political Economy 82, 1974
- LEIBENSTEIN, H.: "Allocative Efficiency versus X-Efficiency". Ameri- can Economic Review 56, 1966.
- LEIJONHUFVUD, A.: "Análisis de Keynes y de la Economía Keynesiana. - Un estudio de teoría monetaria". Vicens Vives. Barcelona, - 1976.
- LEVIATAN, S.A., MANGUN, G.L. y MARSHALL, R.: "Human Resources and La- - bour Market. Labour and Manpower in the American Economy" - Harper and Row. Nueva York, 1972.
- LEVINSON, H.M.: "Pattern Bargaining: A Case Study of the Automobile Workers" Quarterly Journal of Economics 74, 1960.
- LEVINSON, H.M.: "Collective Bargaining in the Steel Industry: Pa- - ttern Setter or Pattern Follower?". Institute of Industrial Relations. University of Michigan, 1962.
- LEWIS, A.: "The Theory of Economic Growth". George Allen and Unwin.- Londres, 1955.

- LIPPMAN, S.A. y McCALL, J.J.: "The Economics of Job Search: A Survey" Economic Inquiry 14, 1976.
- LOPEZ CACHERO, M.: "Fundamentos y métodos de estadística". Pirámide, Madrid, 1976.
- LOVERIDGE, R. y MOK, A.L.: "Theory of Labour Market Segmentation". - Martinus Nijhoff Social Sciences Division. Londres, 1979.
- LUDEVIO, M.: "Cuarenta años de sindicato vertical. Aproximación a la Organización Sindical Española". Laia. Barcelona, 1976.
- MAHER, J.E.: "Wages Pattern in the United States 1946-1957". Industrial and Labour Relations Review 43, 1961.
- MALO DE MOLINA, J.L.: "La influencia de los cambios de la estructura salarial española durante el periodo 1963-1975 sobre el comportamiento de los salarios medios". Ponencia presentada al IV Simposium de Teoría Económica de la Universidad Autónoma de Barcelona. Barcelona, 1980.
- MALO DE MOLINA, J.L. y SERRANO, A.: "El proceso de transición política y el mercado de trabajo en España". Ponencia presentada al VI Congreso Mundial de Economistas. Boletín del Colegio de Economistas de Madrid 10, 1981.
- MALINVAUD, E.: "The Theory of Employment Reconsidered". Basil Blackwell. Oxford, 1977.
- MARAVALL, F.: "Una aplicación del análisis Input-Output a las relaciones entre cambio tecnológico y sistema de precios". Boletín de Estudios Económicos 96. 1975.
- MARAVALL, F.: "Organización industrial, estructura salarial y estabilidad de la inversión. Un análisis del caso español". Información Comercial Española 578, 1981.

- MATE y MORENO MONROY, J.: "La contratación colectiva en España". -- E.N.A.P. Alcalá de Henares, 1970.
- McCONNELL, C.R.: "Institutional Economics and Trade Unions Behaviour" en C.R. McCONNELL: "Perspectives on Wage Determination". Mc- Graw Hill. Nueva York, 1970.
- MEHRA, Y.P.: "Spillovers in Wage Determination in U.S. Manufacturing Industries". Review of Economics and Statistics 58, 1976.
- MEYERS, F.: "Ownership of Jobs: A Comparative Study". Institute of Industrial Relations. University of California. Los Angeles, -- 1964.
- MINISTERIO DE ECONOMIA (GRUPO DE TRABAJO SOBRE PROBLEMAS DE EMPLEO): "Población, Actividad y Ocupación en España (Reconstrucción de las series históricas)". Madrid, 1979.
- MOK, A.L.: "Is there a Dual Labour Market in the Netherlands?". Martinus Nijhoff. La Haya, 1975.
- MOLERO MANGLANO, C.: "La contratación colectiva. Un estudio sobre el contexto y las pautas clave en España hasta 1976". ICAI. Madrid, 1976.
- MONTALVO, J.: "La incomperecencia y la imposibilidad de acuerdo como presupuestos determinantes del dictado de Normas de Obligado Cumplimiento". Revista de Política Social 89, 1971.
- MULVEY, C.: "The Economic Analysis of Trade Unions". Martin Robertson Oxford, 1978.
- MUÑOZ, J., ROLDAN, S. y GARCIA DELGADO, J.L.: "La economía española - en 1972. Anuario del año económico". Edicusa. Madrid, 1973.



- MUÑOZ, J., ROLDAN, S., GARCIA DELGADO, J.L. y SERRANO, A.: "La economía española en 1973. Anuario del año económico". Edicusa. — Madrid, 1974.
- O.C.D.E.: "Los salarios y la movilidad de la mano de obra". De Economía 92, 1966.
- OI, W.: "Labor as a Quasi-Fixed Factor". Journal of Political Economy 70, 1962.
- O.I.T.: "La situación laboral y sindical en España". Ginebra, 1970.
- ORDOVAS, R.: "Movilidad de empleo y mercado interno de trabajo". Información Comercial Española 553, 1979.
- PARICIO TORREGROSA, J.: "Factores determinantes de los salarios industriales: Aplicación al caso español 1963-1975". Tesis doctoral. Universidad de Valencia. Valencia, 1979.
- PEARLMAN, R.: "Forces Widening Occupational Differentials". Review of Economics and Statistics 40, 1958.
- PEÑA, D.: "Interacción en la identificación de modelos ARMA univariantes". Cuadernos Económicos de ICE 11-12, 1979.
- PERPIÑA RODRIGUEZ, A.: "La estructura de los salarios en España. Estudio sobre el salario diferencial". Consejo Superior de Investigaciones Científicas. Instituto "Balmes" de Sociología. Madrid, 1962.
- PHELPS, E.S. (ed): "Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory". Norton. Nueva York, 1970.
- PISSARIDES, C.: "Labor Market Adjustment". Cambridge University Press. Cambridge, 1976.

- REDER, M.W.: "The Theory of Occupational Wage Differentials". American Economic Review 45, 1955.
- REDER, M.W.: "Wage Structure and Structural Unemployment". Review of Economic Studies 31, 1964.
- REDER, M.W.: "The Occupational Wage Structure" en McCONNELL, C.R.: — "Perspectives on Wage Determination". Mc Graw Hill. Nueva York, 1973.
- REES, A. y SCHULTZ, G.P.: "Workers and Wages in an Urban Labour Market". The University of Chicago Press. Chicago, 1970.
- REYNOLDS, L.L. y TAFT, C.H.: "The Evolution of Wage Structure". Yale University Press. Yale, 1956.
- RIPPE, D.: "Wages, Prices and Imports in the American Steel Industry" Review of Economics and Statistics 52, 1970.
- ROBINSON, D. (ed): "Local Labour Markets and Wage Structures". Gower Press. Londres, 1970.
- ROJO, L.A.: "Renta, precios y balanza de pagos". Alianza. Madrid, — 1974.
- ROSEN, S.: "Trade Union Power, Threat Effects and the Extend of Organisation". Review of Economic Studies 36, 1969.
- ROSS, A.M.: "Trade Union Wage Policy". University of California Press Berkeley, 1948.
- ROSS, A.M.: "The Extend Wage Structure" en G.N. TAYLOR y F.C. PERSON (eds): "New Concepts in Wage Determination". Mc Graw Hill. Nueva York, 1957.
- ROSS, S.A. y WACHTER, M.L.: "Wage Determination. Inflation and the Industrial Wage Structure". American Economic Review 63, 1973.

RUNCIMAN, N.G.: "Relative Deprivation and Social Justice". Pontledge and Regan Paul. Londres, 1966.

SALTER, W.E.G.: "Productivity and Technical Change". Cambridge University Press. Cambridge, 1966.

SAMUELSON, P.A.: "Economic Theory and Wages" en D. McCORD WRIGHT (ed) "The impact of the Union". Harcourt. Nueva York, 1951.

SANCHEZ MOLINERO, J.M.: "Competencia desigual y mercado de trabajo" Pirámide. Madrid, 1980.

SANCHEZ TRUJILLO, A.: "Relaciones Econométricas sobre precios y salarios en la economía española". Serie de estudios económicos del Banco de España 8. Madrid, 1977.

SANZ, R.: "La correlación serial en modelos autorregresivos: un test para detectarla". Fotocopiado. Servicio de Estudios del Banco de España. Madrid, 1974.

SAUNDERS, C.T.: "Aspectos macroeconómicos de las políticas de ingresos" en A.D. SMITH: "El mercado de trabajo y la inflación" — Siglo XXI. Mexico, 1972.

SCHULTZ, T.P.: "Secular Equalization and Cyclical Behaviour of Income Distribution". Review of Economics and Statistics 50, 1968

SEGURA, J (ed): "Inflación, paro y mercado de trabajo". Ediciones de la Revista de Trabajo. Madrid, 1974.

SERRANO, A.: "Notas para la interpretación del sistema de relaciones laborales en España y de sus principales cambios a partir de los años 60". Fomento Social 118, 1975.

SERRANO, A. y MALO DE MOLINA, J.L.: "Salarios y mercado de trabajo en España". BÍume. Madrid, 1979.

- SIMLER, J.: "The Economics of Featherbedding". Industrial and Labor - Relations Review 16, 1962.
- SINGER, P.: "Economía Política del trabajo". Siglo XXI. México, 1980.
- SNOODGRASS, D.R.: "Wage Changes in 24 Manufacturing Industries 1948- - 1959. A Comparative Analysis". Yale Economic Essays 3, 1963.
- SYLOS LABINI, P.: "Sindacati, inflazione e produttività". Libri del - tempo Laterza. Roma, 1977.
- TARANTELLI, E.: "Il ruolo economico dei sindacati". Libri del tempo - Laterza. Roma, 1979.
- TAYLOR, L.D. y WILSON, T.A.: "Three-Pass Least Squares: A Method for Estimating Models with a Lagged Dependent Variable". Review - of Economics and Statistics 46, 1964.
- THOMSON, A.W.J., MULVEY, C. y FARBMAN, M.: "Bargaining Structure and Relative Earnings". British Journal of Industrial Relations. - Julio 1977.
- THROOP, A.W.: "The Union-Nonunion Wage Differential and Cost-Push Inflation". American Economic Review 58, 1968.
- THROOP, A.W.: "Wages and Guideposts: Comment". American Economic Re- view 59, 1969.
- TIAO, G.C. y BOX, G.E.P.: "An Introduction to applied multiple time - series Analysis". Technical Report nº 582. University of Wis- consin, 1979.
- TURNER, M.A.: "Trade Unions, Differentials and the Levelling of Wages" Manchester School 20, 1952.
- TURNER, M.A. y JACKSON, D.: "On the Stability of Wages Differentials and Productivity Based Wages Policies: An International Analy

- sis". British Journal of Industrial Relations 7, 1969.
- TURNER, M.A. y JACKSON, O.: "On the Determination on the General Wage Level. A World Analysis: On unlimited Labour Forever". Economic Journal 80, 1970.
- ULMAN, L.: "Labour Mobility and the Industrial Wage Structure in the Postwar United States". Quarterly Journal of Economics 79, - 1965.
- de la VILLA, L.E. y PALOMEQUE, C.: "Introducción a la Economía del Trabajo". Debate. Madrid, 1977.
- VOORDEN, W. van: "Institutionalisation on the Labour Market". Alphen Samsom, 1975.
- WACHTER, M.L.: "Cyclical Variations in the Interindustry Wage Structure". American Economic Review 60, 1970.
- WACHTER, M.L. y WACHTER, S.M.: "Factores institucionales en la inflación interna". Cuadernos Económicos de ICE 16, 1981.
- WEINSTEIN, P.A.: "Featherbedding; A Theoretical Analysis". Journal of Political Economy 68, 1960.
- WEINSTEIN, P.A.: "The Featherbedding Problem". American Economic Review 54, 1964.
- WEISS, L.: "Concentration and Labour Earnings". American Economic Review 56, 1966.
- ZELLNER, A.: "Statistical Analysis of Econometric Models". Journal of the American Statistical Association 74, 1979.